PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DEL PERÚ

ESCUELA DE POSGRADO



EVOLUCIÓN DEL TRASPASO DEL TIPO DE CAMBIO A PRECIOS EN PERÚ: UNA APLICACIÓN EMPÍRICA USANDO MODELOS TVP-VAR-SV

TESIS PARA OPTAR EL GRADO ACADÉMICO DE MAGÍSTER EN ECONOMÍA

AUTORES

ROBERTO ANGELO CALERO BRAVO
RODRIGO ODÓN SALCEDO CISNEROS

ASESOR:

GABRIEL HENDER RODRÍGUEZ BRIONES

JULIO, 2021

RESUMEN

Se usa un conjunto de modelos VAR con parámetros cambiantes en el tiempo y volatilidad estocástica (TVP-VAR-SV) para estimar el efecto traspaso del tipo de cambio (ERPT) a precios a través del tiempo para Perú para el período 1995Q2-2019Q4. De acuerdo con los criterios de selección Bayesiana como la Log Verosimilitud Marginal y el DIC, los modelos con mejor ajuste permiten que la mayoría de los parámetros cambien en el tiempo, destacando el rol cambiante en el tiempo de la varianza de los choques. Los resultados se dividen en dos partes: i) los ERPTs a precios del importador y productor muestran una reducción notable desde fines de la década de los noventa hasta 2008. Sin embargo, post Crisis Financiera Internacional (CFI), en particular a partir de 2014, todos los modelos estimados indican que ambos ERPT tienden a incrementarse notablemente hasta el 2019. Estos hallazgos están en línea con la nueva literatura que emplea modelos TVP-VAR-SV y que postula el resurgimiento del ERPT luego de la CFI. El resurgimiento del ERPT se explica por la depreciación de la moneda doméstica como consecuencia de la finalización del *Quantitative Easing,* caída en los precios de las materias primas y eventos políticos internacionales recientes (*Brexit* y guerra comercial entre EE.UU. y China); ii) el ERPT a precios del consumidor muestra evidencia de una reducción significativa y sostenida durante toda la muestra. Dicha reducción está acorde con la literatura existente y está sustentada por el contexto de baja inflación (adopción del Esquema de Metas Explícitas de Inflación) y la credibilidad del Banco Central. Los resultados son robustos a un conjunto de análisis de sensibilidad que comprende: cambios en la variable asociada al choque externo como en la actividad económica doméstica, así como cambios en los valores de las priors.

Evolución del Traspaso del Tipo de Cambio a Precios en Perú: Una Aplicación Empírica usando Modelos TVP-VAR-SV

Roberto Angelo Calero Bravo
Pontificia Universidad Católica del Perú

Rodrigo Salcedo Cisneros
Pontificia Universidad Católica del Perú

5 de Julio del 2021

Resumen

Se usa un conjunto de modelos VAR con parámetros cambiantes en el tiempo y volatilidad estocástica (TVP-VAR-SV) para estimar el efecto traspaso del tipo de cambio (ERPT) a precios a través del tiempo para Perú para el período 1995Q2-2019Q4. De acuerdo con los criterios de selección Bayesiana como la Log Verosimilitud Marginal y el DIC, los modelos con mejor ajuste permiten que la mayoría de los parámetros cambien en el tiempo, destacando el rol cambiante en el tiempo de la varianza de los choques. Los resultados se dividen en dos partes: i) los ERPTs a precios del importador y productor muestran una reducción notable desde fines de la década de los noventa hasta 2008. Sin embargo, post Crisis Financiera Internacional (CFI), en particular a partir de 2014, todos los modelos estimados indican que ambos ERPT tienden a incrementarse notablemente hasta el 2019. Estos hallazgos están en línea con la nueva literatura que emplea modelos TVP-VAR-SV y que postula el resurgimiento del ERPT luego de la CFI. El resurgimiento del ERPT se explica por la depreciación de la moneda doméstica como consecuencia de la finalización del *Quantitative Easing*, caída en los precios de las materias primas y eventos políticos internacionales recientes (*Brexit* y guerra comercial entre EE.UU. y China); ii) el ERPT a precios del consumidor muestra evidencia de una reducción significativa y sostenida durante toda la muestra. Dicha reducción está acorde con la literatura existente y está sustentada por el contexto de baja inflación (adopción del Esquema de Metas Explícitas de Inflación) y la credibilidad del Banco Central. Los resultados son robustos a un conjunto de análisis de sensibilidad que comprende: cambios tanto en la variable asociada al choque externo como en la actividad económica doméstica, así como cambios en los valores de las priors.

Clasificación JEL: C32, E31, E47, F31.

Palabras Clave: Traspaso del tipo de cambio a precios, Modelo TVP-VAR-SV, Criterio de comparación Bayesiano, Criterio de Información de la Desviación, Verosimilitud Marginal, Economía Peruana.

Tabla de Contenido

1 Introducción

En las últimas tres décadas, la economía peruana ha experimentado diferentes reformas estructurales y cambios en sus políticas económicas, como la adopción del Esquema de Metas Explicítas de Inflación (EMEI) en 2002, así como diversos choques de origen externo como la Crisis Financiera Internacional (CFI) de 2008, entre otros. Asimismo, al ser una economía pequeña, abierta y parcialmente dolarizada, está expuesta a choques de origen externo que provocan fluctuaciones del tipo de cambio. Si existe dolarización real y financiera, las fluctuaciones del tipo de cambio alteran la estructura de costos de las firmas y esto, a su vez, afecta a los precios que paga el consumidor final. Este fenómeno se conoce como el efecto traspaso del tipo de cambio a los precios domésticos (ERPT, por sus siglas en inglés). En este contexto, conocer el efecto de las fluctuaciones del tipo de cambio sobre la dinámica inflacionaria es esencial para la autoridad monetaria. Winkelried (2014) y Sansone y Justel (2016) señalan que el ERPT es un aspecto relevante al momento del diseño de la política monetaria debido a que puede afectar su manejo y la elección de la meta de inflación. En esta línea, Maertens Odría et al. (2012) y Sansone y Justel (2016) indican que tanto el nivel y la velocidad del ERPT afectan el mecanismo de transmisión de la politíca monetaria, el control y la proyección de la inflación. Por ello, asumir que el ERPT es constante en el tiempo puede afectar la efectividad de la política monetaria.

En general, la literatura existente muestra una reducción del ERPT a nivel mundial, que está asociada principalmente a un contexto de baja inflación; ver Taylor (2000) y Takhtamanova (2010). Los estudios empíricos para el Perú respaldan dicha evidencia, sustentada en un incremento de la credibilidad de la política monetaria, adopción del EMEI y del esquema de tipo de cambio flotante; ver Maertens Odría et al. (2012), Ghosh (2013), Borensztein y Queijo (2016), entre otros. Sin embargo, Borensztein y Queijo (2016) sostienen que, a pesar de la reducción del ERPT, este sigue siendo un determinante relevante de la inflación doméstica. Asimismo, Winkelried (2014) indica que dicha reducción debe tomarse con mucha precaución dado que el ERPT es un parámetro que depende del estado de la economía y tiene naturaleza cambiante. Se vuelve necesario, por tanto, emplear metodologías que capturen adecuadamente la característica cambiante en el tiempo del ERPT, así como los efectos de los choques de origen doméstico y externo para estimar el ERPT.

Estudios recientes, como Dahem et al. (2017), Baxa y Šestořád (2019), entre otros -basados en Primiceri (2005), Cogley y Sargent (2005) y en la propuesta de Nakajima (2011)-, estiman el ERPT para varias economías empleando modelos VAR con parámetros cambiantes en el tiempo y volatilidad estocástica (TVP-VAR-SV) y muestran que su comportamiento no es constante en el tiempo ni en submuestras, y que no solo la adopción del EMEI tiene efectos significativos sobre la reducción y dinámica del ERPT -como se asume en algunos estudios existentes para el Perú-, sino que, además, resaltan la importancia de los choques externos como la CFI sobre la evolución del ERPT; ver Forbes et al. (2018), Jašová et al. (2019), entre otros. En esta línea, se muestra evidencia del resurgimiento del ERPT durante y post CFI, y en períodos de gran depreciación de las monedas domésticas frente al dólar estadounidense para economías avazandas -ver Shioji (2014 y 2015), Alexius y Holmberg (2017), entre otros- y emergentes -ver Jooste y Jhaveri (2014) y Dahem et al. (2017)-.

El presente trabajo tiene por objetivo estimar el ERPT a través del tiempo para Perú. Siguiendo a Chan y Eisenstat (2018), la estimación se realiza mediante un enfoque TVP-VAR-SV y un conjunto de modelos restrictos en la especificación de los parámetros y/o volatilidad estocástica. Asimismo, se analiza y se asocia la evolución del ERPT con los principales eventos económicos y

políticos domésticos y externos acontecidos durante el período 1995Q2-2019Q4.

El uso del enfoque TVP-VAR-SV permite que los parámetros de las variables rezagadas, los parámetros contemporáneos, los interceptos y la varianza de las innovaciones cambien en el tiempo. Al estimar los parámetros en cada momento del tiempo se da la flexibilidad a los mismos para cambiar acorde al contexto económico en que se encuentren, gracias a lo cual se capturan las relaciones simultáneas, no lineales y cambiantes en el tiempo de las variables analizadas, mientras que la volatilidad estocástica captura la heterocedasticidad de los choques. Al momento de estimar el ERPT, estas características permiten tomar en cuenta los efectos de los cambios abruptos y progresivos de las reformas estructurales, de política económica y choques externos que ha experimentado la economía peruana durante el período de estudio. Asimismo, esta metodología es suficientemente flexible para tomar en cuenta los cambios de largo plazo que ocurren en las economías sin tener que estimar el ERPT en submuestras (como en los trabajos existentes para la economía peruana). Con esto se generaliza el tratamiento multivariado de vectores autorregresivos no lineal asimétrico para estimar el ERPT y el análisis en submuestras o regímenes (pre y post adopción del EMEI) realizados para Perú; ver, entre otros, Miller (2003), Winkelried (2003), Maertens Odría et al. (2012), Winkelried (2014), Pérez-Forero y Vega (2015), y Cueva (2018).

De acuerdo con los criterios de selección Bayesiana, como la Log Verosimilitud Marginal y el Criterio Informativo de la Desviación (DIC), los modelos con mejor ajuste a los datos permiten que la mayoría de los parámetros cambien en el tiempo, destacando el rol cambiante en el tiempo de la varianza de los choques. Por su parte, los resultados de la estimación del ERPT cambiante en el tiempo se dividen en dos partes: i) los ERPT a precios del importador y productor experimentan una reducción notable desde fines de la década de los noventa hasta mediados de 2008. Sin embargo, post CFI, en particular a partir de 2014, todos los modelos estimados indican que el ERPT a estos precios tienden a aumentar significativamente hasta el fin de la muestra. El resurgimiento del ERPT a precios del importador y productor está explicado por la depreciación de la moneda doméstica como consecuencia de la finalización del *Quantitative Easing* (*Taper Tantrum* de 2013), fin del ciclo de altos precios de las materias primas y eventos políticos internacionales recientes como el *Brexit* y la guerra comercial entre EE.UU. y China. Asimismo, estos hallazgos están en línea con la nueva literatura que emplea el enfoque TVP-VAR-SV y que postula el resurgimiento del ERPT luego de la CFI -ver Jooste y Jhaveri (2014), Alexius y Holmberg (2017), y Dahem et al. (2017)-; ii) el ERPT a precios del consumidor muestra evidencia de una reducción notable y sostenida durante toda la muestra. Esta reducción va acorde con la literatura existente -ver Maertens Odría et al. (2012), Winkelried (2014), BIS (2019) y Castellares y Toma (2020)- y está explicada por el contexto de baja inflación que experimenta la economía peruana desde la adopcción del EMEI y la credibilidad del Banco Central para anclar las expectativas inflacionarias. Todos estos hallazgos son robustos a varios ejercicios de sensibilidad, que incluyen cambios tanto en la variable asociada a un choque de origen externo como en la asociada a la actividad económica doméstica, así como cambios a las priors usadas en la estimación de los modelos.

El resto del documento está organizado como sigue. En la segunda sección se revisa la literatura relevante. En la tercera sección se describe la metodología a emplearse: el modelo base y sus variantes, el método de estimación y los criterios de selección. En la cuarta sección se presentan los datos, la estrategia de identificación, la evidencia de parámetros cambiantes en el tiempo, la selección de modelos, la estimación del ERPT a través del tiempo y el análisis de robustez. Finalmente, en la quinta sección se presentan las conclusiones.

2 Revisión de la Literatura

A nivel empírico, la estimación del ERPT se realiza a través de diversos enfoques, entre los que destacan: (i) modelos de Equilibrio General Dinámico y Estocástico (DSGE); (ii) modelos de cointegración; (iii) modelos uniecuacionales; y (iv) modelos de vectores autorregresivos (VAR). Estos dos últimos enfoques se subdividen en modelos con parámetros constantes[1] y parámetros que cambian en el tiempo.

Entre los estudios que emplean modelos estructurales del tipo DSGE y sus variantes para analizar y estimar el ERPT, destacan Bouakez y Rebei (2008) para Canadá, Buyandelger (2015) para Mongolia, García-Schmidt y García-Cicco (2020), Patra et al. (2018) para India, y Marodin y Portugal (2019) para Brasil. Por su parte, entre los estudios que emplean conjuntamente modelos DSGE y VAR destacan Choudhri et al. (2005), Bache (2006), Choudhri y Hakura (2014), Razafindrabe (2016), Forbes et al. (2018) para Reino Unido, y Palleja (2018) para Chile y México. En general, estos estudios muestran una reducción del ERPT y resaltan la importancia del estado de la economía y de los choques externos sobre la evolución del ERPT.

Los estudios que emplean modelos de cointegración (VECM, paneles de cointegración, y sus variantes), es extensa y destacan los estudios recientes de Ponomarev et al. (2016) para Rusia, Bada et al. (2016) para Nigeria, Liu y Chen (2017) y Pan (2018) para China. Dichos estudios están enfocados en el análisis y estimación del ERPT de largo plazo.

Por otra parte, entre los estudios que utilizan modelos uniecuacionales con parámetros cambiantes en el tiempo, destacan Kim (1990) para EE.UU., Darvas (2001) para países de la eurozona, Amstad y Fischer (2005) para EE.UU.; Albuquerque y Portugal (2005) para Brasil; Sekine (2006) para seis grandes economías industrializadas; Kara et al. (2007) para Turquía; Ghosh y Rajan (2009) para Singapur; McFarlane (2009) para México, Brasil, Jamaica y Trinidad y Tobago; De Sousa et al. (2013) para Brasil; Samir y Tarek (2014) para Túnez; Hara et al. (2015) para Japón; Fleer et al. (2016) para Suiza; y Jiménez-Rodríguez y Morales-Zumaquero (2016) para países del G-7. Con resultados similares, pero empleando otros enfoques de estimación del ERPT cambiante en el tiempo, se destacan los estudios de López-Villavicencio y Mignon (2016) y Jašová et al. (2019), quienes usan ventanas móviles (*rolling windows)*; así como Ozkan y Erden (2015), quienes emplean una combinación de un modelo de Correlación Dinámico Condicional (DCC) y de Heterocedasticidad Condicional Autorregresivo Generalizado (GARCH). En general, estos estudios muestran que el ERPT se ha reducido sostenidamente a través del tiempo para las economías analizadas.

Por otro lado, la literatura que utiliza modelos VAR para la estimación del ERPT es extensa[2] y difieren tanto en su especificación como en el esquema de identificación de los choques estructurales. Entre los estudios que emplean VAR lineales con un esquema de identificación recursivo, destaca McCarthy (2007) para un conjunto de economías industrializadas e Ito y Sato (2008) para un conjunto de economías asiáticas. Asimismo, destacan Miller (2003) y Winkelried (2014) para Perú, Ca'Zorzi et al. (2007) y Capistrán et al. (2012) para México, Ca'Zorzi et al. (2007) y Sansone y Justel (2016) para Chile, Mendali y Das (2016) para India, y Helmy et al. (2018) para Egipto. Por otra parte, Shambaugh (2008) utiliza una identificación de largo plazo para analizar la relación entre el tipo de cambio y los precios para Chile, Colombia y otras economías; An y Wang (2012) emplean restricciones de signos para estimar el ERPT para nueve economías de la OCDE; Comunale

[1] Para modelos uniecuacionales con parámetros constantes -que no se revisan en este documento-, se sugiere revisar Takhtamanova (2010).

[2] Una excelente revisión se encuentra en Aron et al. (2014) y en Tunç (2017).

y Kunovac (2017) emplean un VAR con restricciones de ceros y signos que es estimado con técnicas bayesianas para analizar el ERPT en cuatro países de la eurozona; y Corbo y Di Casola (2018) emplean dos modelos VAR (uno con restricciones de corto plazo y el otro con restricciones de largo plazo y de signos) para analizar el ERPT condicional a los choques que causan la fluctuación en el tipo de cambio para Suecia. Karagöz et al. (2016) emplean modelos VAR y un Panel VAR para estimar y comparar las estimaciones del ERPT para economías emergentes: Latinoamérica (Brasil, México, Chile, Perú), Asia Pacífico (Corea del Sur, Filipinas y Tailandia) y Turquía. Mientras tanto, Guillermo y Rodríguez (2014), Borensztein y Queijo (2016) y Tunç y Kilinç (2018) emplean modelos VAR estructural con variables exógenas (SVAR-X) para analizar el ERPT para México (después de la adopción del EMEI); para Perú, Chile, Colombia, Brasil, Argentina, Paraguay y Uruguay; y para Turquía, respectivamente. Todos estos estudios evalúan principalmente el efectos de la adopción del EMEI sobre el ERPT y sus resultados muestran que: (i) las variaciones del tipo de cambio tienen un impacto cada vez menor conforme se avanza en la cadena de determinación de precios (desde el importador hasta el consumidor), (ii) se genera una reducción sustancial del ERPT desde la adopción del EMEI y el impacto de las variaciones del tipo de cambio es bajo para las economías con baja inflación, (iii) el ERPT es incompleto (menor a la unidad) y cambiante en el tiempo, y (iv) los niveles del ERPT dependen del tipo de choque que gobierna el comportamiento del tipo de cambio.

Son escasos los estudios que emplean modelos VAR no lineales (asimétricos o con regimenes) para analizar y estimar el ERPT, y la mayoría de estos utiliza un esquema de identificación recursiva. Para Perú, destacan Winkelried (2003), Maertens Odría el at. (2012) y Pérez-Forero y Vega (2015)[3]. Winkelried (2003) emplea un modelo VAR con transición suave (ST-VAR), Maertens Odría el at. (2012) emplea la simulación de un modelo DSGE[4] y un modelo ST-VAR con dos regímenes (pre y post adopción del EMEI), mientras que Pérez-Forero y Vega (2015) emplean un modelo VAR no lineal estimado con técnicas bayesianas. Los resultados de dichos estudios muestran evidencia de no linealidad, reducción del ERPT desde la adopción del EMEI, y de que los choques de depreciación del tipo de cambio tienen un mayor impacto sobre el ERPT que los choques de apreciación. Para Colombia destacan Rincón-Castro y Rodríguez-Niño (2018), quienes emplean un modelo ST-VAR logístico bayesiano y muestran evidencia que el ERPT es no-lineal, depende del estado de la economía y del tipo de choque. Para México, Aleem y Lahiani (2014) emplean un modelo VAR con umbral (T-VAR)[5] con tres régimenes y Donayre y Panovska (2016) usan un modelo T-VAR bayesiano para analizar la relación entre el ERPT y la actividad económica. Los resultados muestran la existencia de relaciones no lineales, que los precios reaccionan fuertemente a los choques del tipo de cambio, y que el ERPT es completo para los precios de importaciones y dependiente del estado de la economía. Para Brasil, Balcilar et al. (2019) emplean un modelo ST-VAR para analizar la asimetría y la influencia del estado de la economía al momento de estimar el ERPT. Sus resultados muestran que el ERPT se ve afectado por el estado de la economía y que es mayor cuando el tamaño del choque sobrepasa el umbral.

Por su parte, los trabajos de Hernández y Leblebicioğlu (2012) y Khemiri y Ben Ali (2013)

[3] Cueva (2018) también analiza la no linealidad y la asimetría del ERPT para Perú y México, pero empleando la técnica semiparámetrica de proyecciones locales.

[4] El modelo establece que la adopción del EMEI reduce la volatilidad de la inflación e incrementa la volatilidad del tipo de cambio. Esto ocasiona una reducción en la proporción de las firmas que fijan sus precios en dólares, reduciéndose así el ERPT.

[5] Tica y Posedel Šimović (2009) utilizan la misma metodología para estimar el ERPT para Croacia.

emplean modelos del tipo Markov-Switching para analizar el ERPT en EE.UU. y Túnez, respectivamente. Hernández y Leblebicioğlu (2012) muestran que un régimen de bajo ERPT está caracterizado por una baja volatilidad de choques exógenos. Asimismo, sostienen que la estabilidad monetaria explica más del 50% de la reducción del ERPT en EE.UU.. Khemiri y Ben Ali (2013) encuentran que los bajos niveles de ERPT están asociados con un régimen de baja inflación.

Sin embargo, el uso de metodologías multivariadas de series de tiempo lineales o no lineales, donde los cambios en los parámetros se capturan a través de la estimación del modelo en submuestras o regímenes, no toma en cuenta los diversos cambios estructurales, de política económica y choques externos que han experimentado las economías durante el período de estudio; ni la naturaleza cambiante del tipo de cambio. En este contexto, los estudios que emplean modelos TVP-VAR-SV y sus variantes para estimar el ERPT son muy escasos. Para el conocimiento de los autores, solo existen once estudios. Los estudios de Shioji (2012, 2014 y 2015) y Çatık et al. (2016) emplean el modelo TVP-VAR propuesto por Cogley y Sargent (2001). Por su parte, los estudios de Clark y Terry (2010), Arratibel y Michaelis (2014), Jooste y Jhaveri (2014), Alexius y Holmberg (2017), Dahem et al. (2017) y Baxa y Šestořád (2019) emplean modelos TVP-VAR-SV basados en Primiceri (2005), Cogley y Sargent (2005) y en la propuesta de Nakajima (2011). Por otro lado, Moussa (2016) emplea un modelo VAR con factores aumentados y parámetros cambiantes en el tiempo (TVP-FAVAR).

Shioji (2012) analiza la influencia del tipo de cambio a través del tiempo sobre los precios de importación, y un conjunto de precios de bienes de exportación y domésticos (a nivel agregado y desagregado) para Japón. Entre los resultados se destaca una reducción significativa del ERPT a precios de importación a partir de fines de la década de los noventa. Asimismo, se evidencia que el ERPT a precios de importación es mayor que a precios del consumidor agregado. El ERPT a precios del consumidor agregado presenta una tendencia decreciente, que inicia en la década de los ochenta. Por otra parte, el ERPT a precios de exportación aumentó a partir de los años ochenta, en particular, el ERPT pasó de 20% en 1980 a 40% a finales de la muestra. Asimismo, el ERPT a precios de bienes intermedios domésticos pasó de 80% en 1980 a alrededor de 20-30% al final de la muestra y el ERPT a precios de bienes de consumo duradero es menor a 10% para toda la muestra. Por su parte, Shioji (2014) estima el ERPT y el efecto traspaso de los precios de importación sobre un grupo de precios internos para Japón. Los resultados muestran un comportamiento a la baja del ERPT desde 1980 hasta 1995, y luego se revierte dicha tendencia (resurgimiento) a partir de 2012, con excepción del ERPT a precios del consumidor de servicios. La evolución del ERPT está explicado en gran medida por la estructura de costos cambiante que ha experimentado la economía japonesa. Mientras tanto, Shioji (2015) re-analiza el ERPT a precios del consumidor para Japón en un contexto de alta depreciación del yen y de tasas de interés cercanas a cero. Los hallazgos muestran el resurgimiento significativo del ERPT en los últimos años para productos que los hogares compran regularmente como la gasolina. En particular, el autor halla evidencia de dos cambios estructurales en la evolución del ERPT: un aumento significativo entre 2006-2008 y entre 2010-2012, que están asociados al aumento mundial de los precios de los alimentos y *commodities*, y su posterior caída. Çatik et al. (2016) estiman y analizan la evolución del ERPT a precios del importador, productor y consumidor para Turquía. Los resultados muestran evidencia del comportamiento cambiante en el tiempo del ERPT. Asimismo encuentran que el ERPT a precios del importador es bajo y no significativo; y que los ERPTs a precios del productor y del consumidor muestran una tendencia decrecientre durante todo el período de estudio, explicado por un contexto de baja inflación (adopción del EMEI). Sin embargo, destacan que los ERPTs a precios del productor y del

consumidor alcanzaron sus valores máximos durante la crisis financiera de 1994, y un leve aumento durante la CFI de 2008.

Por otro lado, entre los estudios que emplean modelos TVP-VAR-SV se tiene a Clark y Terry (2010), quienes analizan el efecto traspaso de la inflación de los precios de la energía a la inflación subyacente en los EE.UU.. Los resultados muestran evidencia de una reducción significativa del traspaso durante once años consecutivos (1974Q1 a 1985Q1), explicado por la disminución de la participación del consumo de energía en la economía estadounidense. Por su parte, Arratibel y Michaelis (2014) estudian la reacción del producto y de los precios a los choques en la tasa de interés y el tipo de cambio para Polonia y sus hallazgos muestran que el ERPT ha disminuido significativamente a través del tiempo. Asimismo, hallan que el ERPT a precios de importación es mayor que a los precios del productor o al consumidor, respaldando la evidencia de una disminución del ERPT a lo largo de la cadena de precios.

Jooste y Jhaveri (2014) estiman el ERPT y establecen sus principales determinantes para Sudáfrica. Los resultados muestran que el ERPT cambia en el tiempo y depende del estado de la economía. En particular, encuentran que el mayor nivel del ERPT se produce durante el período 2002-2003 debido a la gran volatilidad del tipo de cambio y de la inflación (fuerte depreciación del rand sudafricano frente al dólar estadounidense e inflación superior al 10%). Sin embargo, a partir del 2004, el ERPT ha comenzado a disminuir. Asimismo, muestran que el ERPT no cambia significativamente al promediar el ERPT pre y post adopción del EMEI. Mientras tanto, Alexius y Holmberg (2017) analizan el comportamiento del ERPT y de los precios extranjeros sobre la inflación doméstica a través del tiempo para un conjunto de economías[6] con tipo de cambio flotante y con baja inflación. Los hallazgos muestran que un choque unitario de tipo de cambio tiene un mayor efecto sobre las inflaciones de las economías pequeñas (Canadá, Nueva Zelanda, Suecia y Suiza), y que el efecto traspaso de precios extranjeros a los precios domésticos es mucho mayor e instántaneo que el ERPT. Asimismo encuentran que el ERPT sobre la inflación doméstica alcanza su punto máximo durante la CFI, y muestran evidencia del resurgimiento del ERPT post CFI (2014-2015, período de baja inflación) para Australia y Estados Unidos como consecuencia de la desviación de la inflación de su meta.

Dahem et al. (2017) estudian la evolución en el tiempo de los efectos de los choques monetarios y del tipo de cambio sobre los precios en Túnez. Los hallazgos muestran que los efectos de los choques del tipo de cambio varían en el tiempo. En específico, identifican tres períodos donde la magnitud del ERPT se reduce notablemente ante un choque apreciatorio (2008Q2, 2011Q2 y 2014Q1; asociados a la CFI, a la Revolución tunecina y al descenso del precio del petróleo, respectivamente). Asimismo, encuentran que surge el ERPT para bienes controlados por el gobierno (alimentos y energía) luego de la revolución política en dicho país. Por su parte, Baxa y Šestořád (2019) estiman el ERPT y el efecto traspaso a la tasa de crecimiento del producto para la República Checa, en un contexto de depreciación y baja inflación. Los resultados indican que el ERPT a precios del consumidor es incompleto pero instantáneo y que desde los 2000s se ha reducido significativamente. Sin embargo, también encuentran que la depreciación de la corona -moneda doméstica checa- contra el euro, a finales de 2013, aumentó el nivel de precios.

Finalmente, Moussa (2016) emplea un modelo TVP-FAVAR para analizar la evolución del ERPT a nivel desagregado para Japón. En general, sus hallazgos muestran que la evolución del ERPT es distinto entre los precios analizados en términos de magnitud y variación temporal, y disminuye a

[6] Australia, Canadá, Japón, Nueva Zelanda, Suecia, Suiza, Reino Unido y Estados Unidos.

lo largo de la cadena distributiva de precios (desde los precios de las materias primas importadas y de los bienes intermedios hasta los precios internos). Asimismo, encuentra que el ERPT a precios de importación e internos (a nivel agregado y desagregado) experimentan una disminución desde 1985 hasta fines de 2000 (excepto en el período de la crisis Asiática), respectivamente. A partir de finales de la década de 2000, todos los ERPT experimentan un resurgimiento hasta el final de la muestra[7].

La revisión de la literatura muestra que el uso del enfoque TVP-VAR-SV para la estimación del ERPT está en desarrollo. La poca literatura existente muestra las ventajas del enfoque TVP-VAR-SV para la estimación del ERPT cambiante en el tiempo. Dada las características de su especificación, este enfoque tiende a ser más adecuado para la estimación del ERPT respecto a los trabajos que emplean la técnica de *rolling windows* en modelos VAR o modelos uniecuacionales con parámetros cambiantes, ya que el ERPT -que se obtiene a partir de las funciones impulso-respuesta de los precios ante choques en el tipo de cambio- varía para cada momento del tiempo. Por otra parte, la mayoría de trabajos que emplean el enfoque TVP-VAR-SV y sus variantes se han enfocado en economías desarrolladas, y con excepción de Jooste y Jhaveri (2014) y Dahem et al. (2017), las aplicaciones para economías emergentes es aún incipiente. En este contexto, el presente estudio se inscribe en la literatura que hace uso del enfoque TVP-VAR-SV para la estimación del ERPT para Perú, pero siguiendo la metodología propuesta en Chan y Eisenstat (2018), que es descrita a continuación.

3 Metodología

Siguiendo la metodología propuesta en Chan y Eisenstat (2018), se utiliza un conjunto de modelos TVP-VAR-SV para estimar el ERPT cambiante en el tiempo.

3.1 Modelo General: TVP-VAR-SV

Siguiendo a Chan y Eisenstat (2018), un modelo TVP-VAR-SV toma la siguiente especificación:

$$B_{0,t}y_t = \mu_t + \sum_{j=1}^{p} B_{j,t}y_{t-j} + \epsilon_t, \qquad \epsilon_t \sim N(0, \Sigma_t), \tag{1}$$

donde y_t es un vector $n \times 1$ de variables endógenas, $B_{0,t}$ es la matriz de efectos contemporáneos triangular inferior $n \times n$ con 1's en la diagonal principal, μ_t es un vector de interceptos $n \times 1$, $B_{j,t}$ es la matriz de coeficientes $n \times n$, y Σ_t es la matriz de varianzas definida positiva $n \times n$. El número de rezagos esta dado por p.

El modelo general escrito en su forma espacio-estado está dado por:

$$y_t = X_t\theta_t + \epsilon_t, \tag{2}$$

$$\theta_t = \theta_{t-1} + \eta_t, \tag{3}$$

[7] Adicionalmente, Leiva-León et al. (2019) usan un modelo dinámico de factores con parámetros cambiantes en el tiempo e información exógena para analizar la evolución del ERPT en varios países de la eurozona. Los autores hallan que, durante más de un tercio del tiempo en los últimos seis años, la inflación estuvo explicada por los choques del tipo de cambio.

donde (2) es la ecuación de medida y (3), la ecuación de transición. X_t es una matriz $n \times k_\theta$ definida por $X_t = (\widetilde{X_t}, W_t)$, $\widetilde{X_t} = I_n \otimes (1, y_{t-1}, ..., y_{t-p})'$ y W_t es una matriz $n \times k_\gamma$ de la forma:

$$W_t = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ -y_{1t} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & -y_{1t} & -y_{2t} & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \ddots & 0 & 0 & \cdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & -y_{1t} & -y_{2t} & \cdots & -y_{(n-1)t} \end{bmatrix},$$

mientras que el vector de parámetros θ_t es de dimensión $k_\theta \times 1$ y se define como $\theta_t = \left(\beta_t', \gamma_t'\right)$, $\beta_t = vec((\mu_t, B_{1,t}, ..., B_{p,t})')$ y $\gamma_t = (\gamma_{1t}, ..., \gamma_{k_\gamma t})'$ representan los elementos inferiores a la diagonal principal de la matriz $B_{0,t}$, los mismos que evolucionan de acuerdo a un proceso de paseo aleatorio, con una condición inicial θ_0 que es estimada y se distribuye $\theta_0 \sim N(a_\theta, V_\theta)$. Por su parte, η_t es un vector $k_\theta \times 1$ y se distribuye $\eta_t \sim N(0, \Sigma_\theta)$, donde $\Sigma_\theta = diag(\sigma^2_{\theta_1}, ..., \sigma^2_{\theta_{k_\theta}})$ es una matriz diagonal de varianzas de dimensión $k_\theta \times k_\theta$. Los valores de k_θ, k_β y k_γ están dados por: $k_\theta = k_\beta + k_\gamma$, $k_\beta = n(1 + np)$ y $k_\gamma = n(n-1)/2$.

Por otro lado, la matriz de varianzas del vector de innovaciones ϵ_t está definido por $\Sigma_t = diag\,(\exp(h_{1t}), ..., \exp(h_{nt}))$ y $h_t = (h_{1t}, ..., h_{nt})'$ sigue un proceso de paseo aleatorio $h_t = h_{t+1} + \zeta_t$, con condición inicial h_0 que es estimada y se distribuye $h_0 \sim N(a_h, V_h)$; y $\zeta_t \sim N(0, \Sigma_h)$ con matriz de varianzas $\Sigma_h = diag\left(\sigma^2_{h_1}, ..., \sigma^2_{h_n}\right)$. Se asume que los elementos de las matrices diagonales Σ_θ y Σ_h se distribuyen independientemente mediante una distribución Gamma Inversa de la forma: $\sigma^2_{\theta_j} \sim IG\,(v_{\theta_i}, S_{\theta_i})$, $j = 1, ..., n$ y $\sigma^2_{h_j} \sim IG\left(v_{h_j}, S_{h_j}\right)$, $j = 1, ..., n$. Por lo tanto, los hiperparámetros que se tienen son: a_θ, V_θ, a_h, V_h, v_{θ_i}, S_{θ_i}, v_{h_j}, S_{h_j}; cuyos valores se definen en la Sección 3.2.

Por otro lado, agrupando las ecuaciones (2) y (3) en t, se tiene:

$$y = X\theta + \epsilon, \tag{4}$$

$$H_\theta \theta = \widetilde{\alpha}_\theta + \eta, \tag{5}$$

donde las ecuaciones (4) y (5) respresentan la ecuación de medida y de estado, respectivamente; $y = (y_1', ..., y_T')'$; $X = diag\,(X_1, ..., X_T)$; $\theta = \left(\theta_1', ..., \theta_T'\right)'$; $\epsilon = (\epsilon_1', ..., \epsilon_T')' \sim N\,(0, \Sigma)$, $\Sigma = diag\,(\Sigma_1, ..., \Sigma_T)$. H_θ es una matriz banda inferior de la forma:

$$H_\theta = \begin{bmatrix} I_{k_\theta} & 0 & \cdots & 0 \\ -I_{k_\theta} & I_{k_\theta} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & -I_{k_\theta} & I_{k_\theta} \end{bmatrix},$$

que permite obtener la representación de los parámetros θ en cada punto en el tiempo. $\widetilde{\alpha}_\theta = \left(\theta_0', 0, ..., 0\right)'$, donde θ_0 es la condición inicial y permite obtener la suma parcial de las perturbaciones η_t. $\eta = (\eta_1', ..., \eta_T') \sim N(0, S_\theta)$ y $S_\theta = I_T \otimes \Sigma_\theta$.

Las ecuaciones (1)-(5) definen el modelo (i) TVP-VAR-SV general. A partir de este, como en Chan y Eisenstat (2018), se plantean modelos restrictos, teniendo en cuenta los parámetros que

se desean mantener constantes: (ii) TVP-VAR: VAR con parámetros cambiantes en el tiempo y varianza homocedástica ($h_t = h_0$); (iii) TVP-VAR-R1-SV: VAR con parámetros constantes de las variables rezagadas y los interceptos ($\beta_t = \beta_0$), y volatilidad estocástica; (iv) TVP-VAR-R2-SV: VAR con parámetros constantes de las relaciones contemporáneas ($\gamma_t = \gamma_0$) y volatilidad estocástica; (v) TVP-VAR-R3-SV: VAR con interceptos cambiantes en el tiempo y volatilidad estocástica; (vi) CVAR-SV: VAR con interceptos, parámetros de las variables rezagadas ($\beta_t = \beta_0$) y parámetros de las relaciones contemporáneas ($\gamma_t = \gamma_0$) constantes, pero con volatilidad estocástica; y (vii) CVAR: VAR con parámetros constantes y varianza homocedástica.

3.2 Priors

Las priors que se establecen para los hiperparámetros son no informativas en todos los modelos. Para el modelo TVP-VAR SV general se establece que $a_\theta = 0$, $V_\theta = 10 \times I_{k_\theta}$, $a_h = 0$, $V_h = 10 \times I_n$ y $v_{\theta_i} = v_{h_j} = 5$. También se dispone que $S_{\theta_i} = 0.01^2$ para los coeficientes de las variables rezagadas y $S_{\theta_i} = 0.1^2$ para los interceptos. Asimismo, se fija $S_{h_j} = 0.1^2$. Las priors de modelos restrictos siguen los mismos lineamientos de acuerdo a las restricciones que se imponen.

3.3 Algoritmo de Estimación: Gibbs Sampling

La estimación de los parámetros de los modelos planteados se realiza mediante el método *Gibbs sampling*. La idea base del algoritmo es dividir los parámetros en bloques y estimar cada bloque de manera separada condicional a las actualizaciones de los otros bloques.

Con base en Chan y Eisenstat (2018), el algoritmo *Gibbs sampling* para la estimación de los modelos planteados tiene los siguientes pasos: (i) obtenemos los *draws* de $(\theta | y, h, \Sigma_\theta, \Sigma_h, \theta_0, h_0) \sim N(\widehat{\theta}, K_\theta^{-1})$, donde la media $\widehat{\theta} = K_\theta^{-1}\left(X'\Sigma^{-1}X + H_\theta' S^{-1} H_\theta \alpha_\theta\right)$ con $\alpha_\theta = H_\theta^{-1}\widetilde{\alpha}_\theta$ y la inversa de la varianza $K_\theta = X'\Sigma^{-1}X + H_\theta' S^{-1} H_\theta$, en la Sección 3.1 se presentan las matrices H_θ, S_θ, Σ y $\widetilde{\alpha}_\theta$; (ii) luego, usando las distribuciones condicionales de los elementos diagonales de Σ_θ, se obtienen los *draws* de $\left(\sigma_{\theta_i}^2 \mid y, \theta, h, \theta_0, h_0\right) \sim IG\left(v_{\theta_i} + \frac{T}{2}, S_{\theta_i} + \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}\left(\theta_{it} - \theta_{i,t-1}\right)^2\right)$ para $i = 1, ..., k_\theta$, donde IG representa la distribución Gamma Inversa[8]; (iii) asimismo, se obtienen los *draws* de los elementos diagonales de Σ_h de la forma $\left(\sigma_{h_j}^2 \mid y, \theta, h, \theta_0, h_0\right) \sim IG\left(v_{h_j} + \frac{T}{2}, S_{h_j} + \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}\left(h_{jt} - h_{j,t-1}\right)^2\right)$ para $j = 1, ..., n$[9]; (iv) se obtienen los *draws* para la condición inicial θ_0 de $(\theta_0 \mid y, \theta, h, \Sigma_\theta, \Sigma_h) \sim N(\widehat{\theta}_0, K_{\theta_0}^{-1})$, donde $K_{\theta_0} = V_\theta^{-1} + \Sigma_\theta^{-1}$ y $\widehat{\theta}_0 = K_{\theta_0}^{-1}\left(V_\theta^{-1}a_\theta + \Sigma_\theta^{-1}\theta_1\right)$; (v) se obtienen los *draws* para la condición inicial h_0 de $(h_0 \mid y, \theta, h, \Sigma_\theta, \Sigma_h) \sim N(\widehat{h}_0, K_{h_0}^{-1})$, donde $K_{h_0} = V_h^{-1} + \Sigma_h^{-1}$ y $\widehat{h}_0 = K_{h_0}^{-1}\left(V_h^{-1}a_h + \Sigma_h^{-1}h_1\right)$; (vi) se repiten los pasos (i)-(v) N veces.

3.4 Criterios de Selección

Para la comparación y elección del modelo que mejor se ajuste a los datos, se usa el logaritmo de la Verosimilitud Marginal calculada con el método de Entropía Cruzada (logML$_{CE}$) y el *Deviance Information Criterion* (DIC).

[8] Los hiperparámetros v_{θ_i} y S_{θ_i} están definidos en la Sección 3.2.
[9] Los hiperparámetros v_{h_j} y S_{h_j} están definidos en la Sección 3.2.

3.4.1 Marginal Likelihood (ML$_{CE}$)

Chan y Eisenstat (2015) proponen una mejor alternativa para la estimación de la verosimilitud marginal empleando el método de entropía cruzada (ML$_{CE}$). Esta estimación está basada en la densidad de *importance sampling* $g(\theta_n)$:

$$\widehat{p}_{IS}(y) = \frac{1}{N}\sum_{n=1}^{N}\frac{p(y|\theta_n)\,p(\theta_n)}{g(\theta_n)}, \tag{6}$$

donde $\theta_1, ..., \theta_N$ son los *draws* independientes obtenidos de la densidad del *importance sampling.* El estimador $\widehat{p}_{IS}$ es consistente e insesgado independientemente del valor que alcance $g(\theta_n)$, pero es sensible a la varianza señalada por $g(\theta_n)$. Sea la densidad del *importance sampling* denotada por g^* y, usando la densidad posterior para su representación, se deduce que $\widehat{p}_{IS}(y)$ es equivalente a $p(y)$. En este sentido, la solución consiste en elegir un g semejante a g^* tal que la varianza del estimador sea mínima. Para la obtención de este g se emplea el método de entropía cruzada, que es usado para medir la distancia entre dos densidades.

Dada la familia paramétrica $F = \{f(\theta, v)\}$ indexada por el vector v, se debe seleccionar la densidad de *importance sampling* $f(\theta, v) \in F$ más próxima a g^*. Por ello, se debe escoger la densidad $f(\theta, v^*_{ce}) \in F$ que minimice la distancia de entropía cruzada entre la densidad óptima g^* y la densidad seleccionada $f(\theta, v)$ como sigue:

$$v^*_{ce} = \arg\min(\int g^*(\theta)\log g^*(\theta)\, d\theta - p(y)^{-1}\int p(y|\theta)\, p(\theta)\log f(\theta, v)\, d\theta),$$

$$v^*_{ce} = \arg\max(\int p(y|\theta)\, p(\theta)\log f(\theta, v)\, d\theta), \tag{7}$$

cuyo estimador es:

$$v^*_{ce} = \arg\max\frac{1}{N}\sum_{n=1}^{N}\log f(\theta_n, v), \tag{8}$$

y mediante la densidad posterior se obtienen los *draws* $\theta_1, ..., \theta_N$.

3.4.2 Deviance Information Criterion (DIC)

El *Deviance Information Criterion* (DIC) está basado en la verosimilitud integrada propuesta en Chan y Grant (2016) y realiza un *trade-off* entre la complejidad y el ajuste del modelo con los datos. Siguiendo a Chan y Grant (2016), la desviación o el ajuste del modelo con los datos se define como:

$$D(\theta) = -2\log f(y|\theta) + 2\log h(y), \tag{9}$$

donde $f(y|\theta)$ es la función de verosimilitud del modelo y $h(y)$ es una función de los datos. Asimismo, se plantea una medida de complejidad de los modelos a través del número efectivo de parámetros definido como $p_D = \overline{D(\theta)} - D(\widetilde{\theta})$, donde $\overline{D(\theta)} = -2E_\theta[\log f(y|\theta)|y] + 2\log h(y)$ es la desviación media posterior y $\widetilde{\theta}$ es un estimador de θ. De esta manera, el DIC se compone por la suma de la desviación y el número efectivo de parámetros $DIC = \overline{D(\theta)} + p_D$. Asumiendo $h(y) = 1$, se obtiene:

$$DIC = -4E_\theta \left[\log f(y|\theta)|y\right] + 2\log f(y|\widetilde{\theta}), \quad (10)$$

donde $E_\theta \left[\log f(y|\theta)|y\right]$ es la media de las log-verosimilitudes sobre los *draws* posteriores de θ.

4 Resultados Empíricos

4.1 Datos

Las variables que conforman el vector de variables endógenas y_t están basadas en el modelo de Determinación de Precios a lo Largo de la Cadena Distributiva (DPCD) de McCarthy (2007). Este modelo establece tres etapas para la determinación de los precios domésticos: precios del importador (primera etapa), del productor (segunda etapa) y del consumidor (tercera etapa). Asimismo, permite analizar los efectos de los choques de origen externo, de demanda doméstica y del tipo de cambio sobre los tres tipos de precios en cada etapa.

Las variables asociadas con la inflación en cada etapa de la cadena determinación de precios son la inflación a precios del importador (IPI), la inflación a precios del productor (PPI) y la inflación a precios del consumidor (CPI). Las variables que completan el modelo son la tasa de crecimiento del índice de precios de exportación (IPX), la tasa de crecimiento del tipo de cambio nominal (NER) y la tasa de crecimiento del Producto Bruto Interno (GDP)[10]. Todas las variables fueron desestacionalizadas usando Census X-13 y están expresadas en tasas de crecimiento trimestral.

El período seleccionado está restringido a la disponibilidad de las variables. Los datos fueron obtenidos de la base de datos del Banco Central de Reserva de Perú (BCRP) y del Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) y están disponibles para el período 1995Q2-2019Q4, con un total de 99 observaciones[11]. La Figura 1 presenta la evolución de las series del modelo *baseline* (Panel A) y de las variables externas (Panel B) que son usadas en el análisis de robustez. Lo más resaltante en el Panel A es la tendencia decreciente de la inflación a precios de consumidor, desde el inicio de la muestra hasta alrededor del año 2000, como resultado del proceso de estabilización macroeconómica instaurada a mediados de la década de los noventa. Asimismo, se aprecia que el comportamiento de la variación del tipo de cambio nominal muestra mayor volatilidad en fechas asociadas a eventos económicos y políticos domésticos y externos (i.e., las crisis Rusa-Brasileña y Asiática de fines de la década de los noventa, y la CFI de 2008).

En el Panel B, se presentan un conjunto de variables externas que representan choques de origen externo asociados a los *commodities* y a la inflación extranjera. Estas variables son las tasas de crecimiento del índice global de precios de todos los *commodities* (GPIAC), del índice de *commodities* S&P GSCI, del precio del cobre y de los términos de intercambio, así como dos medidas de inflación para Estados Unidos: la inflación a precios de consumidor y la tasa de crecimiento del deflactor de precios del GDP de dicho país[12].

[10] Las series empleadas son: el Índice de Precios de Exportación (índice 2007=100), Producto Bruto Interno global (millones de soles constantes de 2007), tipo de cambio nominal (promedio trimestral), Índice de Precios al por Mayor de Productos Importados (índice 2013=100), Índice de Precios al por Mayor (índice 2013=100) y el Índice de Precios al Consumidor (índice 2009=100).

[11] Se optó por usar datos trimestrales dado que las estimaciones con datos mensuales arrojan ERPTs muy volátiles dada las características del enfoque empleado (SV), y además, se usaba un indicador de actividad económica doméstica no tan idónea. Las estimaciones de los ERPTs con datos mensuales están disponibles bajo solicitud.

[12] En particular, se emplean el *Global Price Index of All Commodities* (índice 2016=100), el Índice de *Commodities* S&P GSCI, el precio global del cobre (dólares estadounidenses por tonelada métrica), el deflactor implícito de precios

4.2 Estrategia de Identificación

La identificación de los choques estructurales del modelo VAR es recursiva y está basada en el modelo DPCD de McCarthy (2007), el cual es estándar en la literatura del ERPT; ver, entre otros, Maertens Odría et al. (2012) y Winkelried (2014). El modelo DPCD permite analizar los efectos de los choques de origen externo, de demanda doméstica y de tipo de cambio en cada una de las tres etapas de fijación de precios (importador, productor y consumidor). Asimismo, predice que, dadas las rigideces nominales presentes en la economía, el ERPT debería ser menor conforme se avance en la cadena de fijación de precios. En ese sentido, se considera el siguiente ordenamiento: $y_t = [\ IPX_t \ \ GDP_t \ \ NER_t \ \ IPI_t \ \ PPI_t \ \ CPI_t\ ]'$. De esta forma, los choques estructurales asociados a IPX, GDP, NER, IPI, PPI y CPI son interpretados como choques de origen externo, demanda doméstica, depreciación nominal del tipo de cambio y choques de oferta interna a lo largo de la cadena distributiva (inflación al importador, productor y consumidor), respectivamente.

En ese sentido, el ordenamiento implica que los choques de origen externo, de demanda doméstica y del tipo de cambio tienen impactos contemporáneos sobre los tres tipos de precios, y que el tipo de cambio reacciona inmediatamente a los choques de origen externo y de demanda doméstica. Asimismo, se establece que los choques del tipo de cambio afectan contemporáneamente a los precios a lo largo de la cadena de fijación de precios, y que los choques de precios del importador y del productor impactan de forma inmediata a los precios del consumidor pero no viceversa; ver McCarthy (2007).

4.3 Evidencia de Parámetros Cambiantes en el Tiempo

Se presentan dos estadísticos para verificar la hipótesis de parámetros cambiantes en el tiempo en base a la estimación de un modelo TVP-VAR-SV. Se emplea el test de Kolmogorov-Smirnov y la prueba-t para constrastar si la distribución y la media de los parámetros en distintos puntos del tiempo son las mismas, respectivamente, para lo cual se divide la muestra en dos sub-muestras. La primera sub-muestra abarca el período desde 1995Q3 hasta 2006Q4, período pre CFI. La segunda sub-muestra comprende el período post CFI que abarca desde 2007Q1 hasta 2019Q4. Los resultados presentados en la Tabla 1 muestran que la mayoría de los coeficientes asociados a los interceptos y las variables rezagadas cambian en el tiempo, 31 y 32 de 42 coeficientes en la primera y segunda sub-muestra, respectivamente. Asimismo, se encuentra que la totalidad de los coeficientes asociados a las relaciones contemporáneas y a las varianzas de los choques cambian en el tiempo. Con el propósito de afianzar estos resultados, se han aplicado los dos tests tomando otras sub-muestras -los períodos pre (1995Q3-2001Q4) y post adopción del EMEI por parte del BCRP (2002Q1-2019Q4)-, encontrándose resultados muy similares a lo mostrado anteriormente. En esta línea, la inspección de la evolución en el tiempo de las medianas de las posteriors de los coeficientes asociados a los interceptos y a las variables rezagadas del modelo TVP-VAR-SV encuentra una variación significativa de los interceptos de todas las ecuaciones. Sin embargo, la variación en el tiempo de los coeficientes de las variables rezagadas no es tan evidente. Estos hallazgos indican que el impacto de los interceptos y de las variables rezagadas tienden a cambiar en el tiempo, a diferencia de lo que se asume en un modelo CVAR.

del GDP de EE.UU. (índice 2012=100) y el Índice de Precios al Consumidor de EE.UU. para todos los Consumidores Urbanos (índice 1982-1984=100). Todas estas variables se expresan como tasas de crecimiento trimestral y se obtuvieron de las páginas *web* del *Federal Reserve Bank of St. Louis* y de *Yahoo Finance*.

4.4 Selección de Modelos

Todos los modelos han sido estimados utilizando $N = 11,000$ simulaciones, descartándose las primeras $1,000$, en 10 cadenas paralelas. Consecuentemente, quedan un total de $100,000$ simulaciones, de las cuales se ha tomado 1 de cada 10, lo que deja como resultado un total de $10,000$ simulaciones. A partir de estas se han calculado los valores de la log-ML$_{CE}$ y del DIC. El número de rezagos es 1, de acuerdo al BIC obtenido a partir de la estimación del modelo CVAR.

En la Tabla 2 se presenta el ranking de los siete modelos estimados tanto según el promedio de la log-ML$_{CE}$ como según el DIC. También se presentan el número efectivo de parámetros (pD) y sus respectivas desviaciones estándar. La log-ML$_{CE}$ muestra que el modelo con mejor ajuste es el TVP-VAR-SV, que permite que todos los parámetros y la varianza de los choques cambien en el tiempo. Sin embargo, los modelos TVP-VAR-R1-SV, TVP-VAR-R3-SV, CVAR-SV y TVP-VAR-R2-SV, en ese orden, tienen una log-ML$_{CE}$ muy cercana a la del modelo preferido. En ese sentido, el factor de Bayes indica que el modelo TVP-VAR-SV es solo 1.02 veces preferido al modelo TVP-VAR-R1-SV. Asimismo, se encuentra que el modelo TVP-VAR-SV es 2.64 y 4.26 veces preferido a los modelos TVP-VAR-R3-SV y CVAR-SV, respectivamente. Por otro lado, según el DIC, el modelo con mejor ajuste es el CVAR-SV, seguido por los modelos TVP-VAR-R3-SV y TVP-VAR-R1-SV, en ese orden. Asimismo, se destaca la importancia de la SV en la especificación de los modelos, debido a que los modelos con menor ajuste a los datos no poseen SV (CVAR y TVP-VAR). En este sentido, emplear los modelos CVAR y TVP-VAR no sería adecuado para modelar las interrelaciones dinámicas entre las variables en estudio ni para estimar el ERPT.

Dada la importancia de la volatilidad estocástica en la especificación de los modelos, la Figura 2 muestra la evolución en el tiempo de la desviación estándar de las innovaciones de cada una de las ecuaciones que conforman el modelo base. Se observa que las desviaciones estándar de las innovaciones de las variables asociadas al sector externo (como la tasa de crecimiento del índice de precios de exportación, la del tipo de cambio nominal y la de la inflación a precios del importador) muestran una tendencia creciente desde inicios de la muestra hasta tener su pico máximo durante la CFI de 2008, para luego mostrar una tendencia decreciente hasta el final de la muestra.

Por su parte, las volatilidades de los choques de las variables domésticas (como la tasa de crecimiento del GDP y las de la inflación a precios tanto del productor como del consumidor) presentan una tendencia decreciente a lo largo de la muestra. En particular, se observa una notable reducción de la volatilidad de los choques del GDP y de la inflación a precios del consumidor desde el inicio de la muestra hasta alrededor de 2002. A partir del 2002 la volatilidad de estas variables tiende a permanecer constante hasta el final de la muestra. Dicho comportamiento está asociado al proceso de estabilización macroeconómica que experimentó el Perú a mediados de la década de los noventa, a la adopción del EMEI en 2002 y al manejo adecuado de la política monetaria y fiscal en las últimas décadas. Estos resultados son consistentes con los hallazgos de Castillo et al. (2007), quienes muestran que la desviación estándar de la inflación pasó de 6% a 0.5% luego de la adopción del EMEI. Asimismo, Castillo et al. (2016) encuentran una moderación significativa de las volatilidades del GDP y de la inflación desde inicios del 2000, período al cual denominan la Gran Moderación de la economía peruana. Evidencia similar para Estados Unidos se presenta en Primiceri (2005) y Cogley y Sargent (2005). Por último, se aprecia que las desviaciones estándar de los modelos TVP-VAR y CVAR son constantes para toda la muestra y presentan valores cercanos a la SV promedio de los modelos que permiten SV en sus especificaciones.

4.5 Estimación del ERPT Cambiante en el Tiempo

Con el objetivo de estimar la evolución del ERPT, se calculan, en primer lugar, las funciones impulso respuesta (IRF) del tipo de cambio nominal y de las tres inflaciones domésticas (a precios del importador, productor y consumidor) ante un choque depreciatorio de 1% del tipo de cambio, para los siete modelos. Luego, la estimación del ERPT se realiza como en Maertens Odría et al. (2012). Para ello, en base a las IRFs de cada una de las inflaciones ante un choque de tipo de cambio, se calculan las IRFs acumuladas hasta el horizonte $\tau = s$ Así, el ERPT en el período t se define como:

$$ERPT_t^s = \frac{\sum_{\tau=0}^{s} \frac{\partial PI_{i,t+\tau}}{\partial \epsilon_t}}{\sum_{\tau=0}^{s} \frac{\partial NER_{t+\tau}}{\partial \epsilon_t}},$$

donde el numerador y denominador al lado derecho de la fórmula representan el porcentaje de variación de la inflación del precio i ($PI_{i,t+\tau}$, donde: $i =$ importador, productor, consumidor) y del tipo de cambio ($NER_{t+\tau}$), respectivamente, ante un choque de tipo de cambio en el periodo t (ϵ_t) de 1%, para un horizonte $t+s$. Es preciso mencionar que la estimación del ERPT a cada uno de los tres precios se realiza por separado, siguiendo el mecanismo de transmisión del modelo DPCD de McCarthy (2007). Las IRFs de cada uno de los precios ante el choque depreciatorio se hallan para un horizonte (s) máximo de 20 períodos (trimestres).

La Figura 3 muestra el comportamiento de los ERPTs a precios del importador, productor y consumidor, respectivamente, en su forma tridimensional para toda la muestra. Estos ERPTs son obtenidos a partir de los siete modelos estimados. Tanto los niveles como el comportamiento en el tiempo de los ERPTs difieren de acuerdo a las especificaciones de cada modelo estimado. Cualitativamente, las figuras de la evolución de los ERPTs indican que los modelos con mejor ajuste (TVP-VAR-SV y TVP-VAR-R1-SV) tienden a mostrar comportamientos similares de los ERPTs. Estos modelos muestran que el ERPT a precios del importador experimenta una caída sostenida desde principios de la muestra hasta mediados de 2008. Durante el período 2008-2013, el ERPT muestra un comportamiento estable con una ligera tendencia creciente. Sin embargo, a partir del 2013, el ERPT experimenta un resurgimiento notable hasta el final de la muestra. Asimismo, se observa que el ERPT a precios del productor tiene una tendencia creciente más notable a partir de mediados de 2009, mientras que el ERPT a precios del consumidor presenta un comportamiento decreciente para toda la muestra. Se aprecia, además, que los modelos TVP-VAR-R2-SV, TVP-VAR-R3-SV y CVAR-SV indican que el ERPT a precios del importador y productor muestran un comportamiento creciente, y el ERPT a precios del consumidor es relativamente constante para toda la muestra. Por último, los modelos con menor ajuste (TVP-VAR y CVAR) muestran un comportamiento distinto respecto al resto de modelos. En particular, el modelo TVP-VAR indica que los ERPT a precios tanto del productor como del consumidor experimentan un reducción sostenida desde mediados de 1995.

La Figura 4 muestra los ERPTs medianos para cada precio, los cuales se calculan para toda la muestra y hasta un horizonte de 20 trimestres. Se aprecia que los ERPTs medianos a los tres tipos de precios en el momento de impacto ($s = 0$) y en el largo plazo ($s = 20$) van acordes con las predicciones del modelo de McCarthy (2007). En otras palabras, conforme se avanza en la cadena de distribución de precios, el ERPT es menor, debido a la existencia de rigideces de precios, estructura del mercado y composición de la canasta de bienes. En esta línea, se aprecia que el ERPT a precios del importador es mayor, seguido por el ERPT a precios del productor y luego

por el de precios del consumidor. Estos resultados están acordes con la literatura internacional y los hallazgos para Perú; ver, entre otros, Miller (2003), Maertens Odría et al. (2012) y Winkelried (2014). Asimsimo, se aprecia que los niveles de los ERPTs medianos a precios del importador y productor de los modelos con mejor ajuste son más altos durante los primeros cuatro trimestres (o un año, cuando $s = 4$), y que luego tienden a disminuir en el largo plazo ($s = 20$). Por su lado, el ERPT mediano a precios del consumidor presenta niveles bajos para $s = 4$ y posteriormente se estabiliza en valores que fluctúan entre 0.10-0.15 en el largo plazo.

Dado que cada modelo estimado presenta distintas restricciones para los parámetros y la varianza de los choques, los ERPTs medianos a los tres precios muestran cierta heterogeneidad. La Tabla 3 presenta los ERPTs medianos de largo plazo para todos los modelos estimados, donde se aprecia que los niveles de los ERPTs a precios del importador, productor y consumidor fluctúan entre 0.33-0.57, 0.22-0.39 y 0.06-0.17, respectivamente. Asimismo, se aprecia que los modelos con mejor ajuste (TVP-VAR-SV y TVP-VAR-R1-SV) dan los mayores valores de los ERPTs medianos. En particular, los niveles de los ERPTs a precios del importador y productor que se obtienen de estos modelos fluctúan entre 0.52-0.57 y 0.37-0.39, respectivamente. Por otro lado, los niveles más bajos de los ERPTs a precios del importador y productor se obtienen de los modelos con menor ajuste, cuyos valores fluctúan entre 0.33-0.39 y 0.22-0.26, respectivamente. De igual manera, se observa que los niveles del ERPT mediano a precios del consumidor obtenidos de los modelos con mayor (menor) ajuste fluctúan entre 0.10-0.14 (0.06-0.12). En este contexto, es preciso señalar que el modelo CVAR (uno de los modelos más usados en la literatura) tiende a subestimar el ERPT a precios del importador y productor, dado que ni el ERPT mediano ni su intervalo de confianza están dentro del intervalo de confianza de los modelos con mejor ajuste. Sin embargo, para el caso del ERPT a precios del consumidor, el ERPT mediano del CVAR está dentro del rango de los valores de los ERPTs medianos de los modelos con mejor ajuste.

4.6 Evolución del ERPT

Para el Perú, la única estimación existente de la evolución en el tiempo del ERPT es mostrada por Winkelried (2014), la cual es obtenida de forma recursiva a partir de la estimación de modelos VAR lineales usando *rolling windows*. En ese sentido, en esta sección se estima y se analiza la evolución del ERPT durante el período de estudio que se obtiene a partir del enfoque TVP-VAR-SV, para cada momento t de la muestra.

La Figura 5 presenta la evolución en el tiempo de los ERPTs a los tres tipos de precios para los siete modelos estimados (Panel A) y la evolución de los tres ERPTs para cada uno de los modelos teniendo como *benchmark* los ERPTs del modelo CVAR (Panel B). En resumen, los resultados evidencian que el ERPT varía en el tiempo y depende del estado de la economía, como lo sugieren Winkelried (2003, 2014), Maertens Odría et al. (2012) y Donayre y Panovska (2016), entre otros. Asimismo, se aprecia cierta heterogeneidad en la evolución de los ERPTs para cada precio. Sin embargo, en línea con las predicciones del modelo DPCD, el comportamiento del ERPT disminuye a lo largo de la cadena distributiva de precios, lo cual significa que, para todos los modelos estimados y para cada momento del tiempo, el rankeo de los ERPTs va acorde con el modelo DPCD. Estos hallazgos están en línea con la literatura local e internacional; ver, entre otros, Maertens Odría et. al (2012), Winkelried (2014), Arratibel y Michaelis (2014), y Moussa (2016). Una explicación al comportamiento del ERPT hallado se desprende de la teoría de la facturación, presentada en Montoro (2006). Esta teoría sostiene que, si la mayor parte de los costos de una firma están fijados

en dólares, la firma se protege de las fluctuaciones del tipo de cambio estableciendo sus precios en dólares. Por ello, se sostiene que los precios que están indexados a la moneda extranjera (dólar) se ven afectados por las fluctuaciones del tipo de cambio. Este hecho reta a la política monetaria en contextos de alta volatilidad del tipo de cambio, ya que afectan a la inflación doméstica a través del ERPT.

Por otra parte, en el Panel A (Figura 5) se aprecia que los ERPTs cambiantes en el tiempo obtenidos de los modelos con mejor ajuste (TVP-VAR-SV y TVP-VAR-R1-SV) muestran un comportamiento muy similar. Por su lado, los ERPTs de los modelos con menor ajuste (TVP-VAR y CVAR) tienden a diferenciarse significativamente del resto de modelos, mientras que los ERPTs de los modelos CVAR-SV, TVP-VAR-R2 y TVP-VAR-R3-SV muestran una evolución semejante entre ellos.

Por otro lado, la Figura 6 presenta los ERPTs para 0, 4, 8 y 20 trimestres (s) para cada uno de los modelos estimados. La evolución de los ERPTs tanto en el período de impacto ($s = 0$) como en el largo plazo ($s = 20$) presentan cierta heterogeneidad debido a las especificaciones de cada modelo. En línea con el modelo DPCD, se encuentra que el ERPT a precios del importador para $s = 0$ es mucho mayor que el ERPT a un año ($s = 4$) y que el de largo plazo. Esto significa que las fluctuaciones del tipo de cambio tienen efectos significativos e instantáneos sobre la fijación de precios en la primera etapa de la cadena de determinación de precios, pero luego se van reduciendo con el tiempo. Mientras tanto, el ERPT a precios del productor para $s = 0$ solo es mayor al ERPT para $s = 4$ y al de largo plazo recién a partir de inicios de 2000, y el ERPT a precios del consumidor para $s = 0$ es mucho menor que el ERPT para $s = 4$ y que el de largo plazo.

4.6.1 ERPT a Precios del Importador

Como se observa en el Panel A (Figura 5), la evolución del ERPT a precios del importador y su magnitud difieren entre los modelos estimados. Los modelos con mejor ajuste muestran que el ERPT a precios del importador a inicios de la muestra tenía un valor alrededor de 0.55. Asimismo, se aprecia que el nivel del ERPT a precios del importador tiende a incrementarse hasta finales de la década de los noventa, alcanzando un primer pico. En ese sentido, se debe destacar que el modelo TVP-VAR-SV muestra un mayor valor del ERPT que el modelo TVP-VAR-R1-SV para este pico, con valores de 0.71 y 0.64, respectivamente.

La evolución del ERPT en este primer tramo de muestra está explicado por los altos niveles de dolarización existente en la economía peruana durante la década de los noventa y al fuerte incremento del tipo de cambio a fines de los noventa y principios de 2000. Durante la década de los noventa se produjo la sustitución de la moneda doméstica por el dólar como consecuencia de la hiperinflación de los años ochenta. En esta línea, Castillo et al. (2007), Rossini et al. (2016) y Contreras et al. (2017), entre otros, muestran evidencia de los altos niveles de dolarización tanto financiera como de transacciones, producto de la histéresis de los agentes económicos y de la liberación financiera de los años noventa. En particular, Castillo et al. (2007) sostienen que la dolarización tanto de liquidez como del crédito del sistema financiero local aumentó de 38.4% y 39% a 66.3% y 77.2% -entre 1979-1993 y 1994-2005-, respectivamente. Contreras et al. (2017) indican que la dolarización de transacciones aún persiste, con niveles cercanos a 60%. Por otra parte, debido a la inestabilidad política doméstica (destape de actos de corrupción y renuncia a la presidencia del gobierno de Alberto Fujimori) y las crisis finacieras, tanto internacionales (crisis Asiática, crisis Rusa, crisis cambiarias de Argentina y Brasil, crisis *dot com*, etc.) como doméstica (*Sudden stop*

de capitales generada por la crisis Rusa), la moneda doméstica se depreció significativamente frente al dólar[13].

Sin embargo, se debe resaltar que economías latinoamericanas como Colombia -donde la dolarización de transacciones a nivel doméstico es nulo- presenta niveles de ERPT a precios del importador cercanos a nuestros hallazgos. En esta línea, Rincón-Castro y Rodríguez-Niño (2018) sostienen que la endogeneidad del ERPT al estado de la economía y la naturaleza no lineal del ERPT, contribuyen a explicar la evolución del ERPT. En particular, indican que estados de altos niveles y volatilidad de la inflación tienden a incrementar los niveles del ERPT, y resaltan el rol del tamaño del choque depreciatorio sobre la evolución del ERPT[14].

Por otro lado, desde finales de los noventa hasta alrededor de 2005, se observa que el ERPT a precios del importador tiende a reducirse. A partir del 2005 hasta el 2008, la reducción es aún más significativa, con valores que fluctúan entre 0.32-0.36. El comportamiento de este ERPT durante este período coincide con una reducción del tipo de cambio desde un valor de 3.60 soles (unidades de moneda doméstica) por dólar en 1999 hasta 2.74 soles por dólar en 2008, sustentada en una mayor entrada de dólares por los altos precios de los *commodities* así como en los efectos del proceso de estabilización macroeconómica y desdolarización iniciado a mediados de la década de los noventa, y la adopción del EMEI en 2002. En esta línea, Gondo y Pérez-Forero (2019) muestran evidencia de un gran aumento de flujos de capitales provenientes de economías avanzadas hacia economías emergentes latinoamericanas durante el período 2004-2007, producto de la percepción de una mejora en los fundamentos macroeconómicos y de los altos precios de los *commodities*. Ellos sostienen que el arribo de capitales extranjeros en gran magnitud desencadenó una apreciación de la moneda doméstica, lo cuál se tradujo en una reducción del ERPT a precios del importador.

Durante el período 2008-2013, el ERPT a precios del importador se mantuvo relativamente estable con una leve tendencia creciente. Los valores de dicho ERPT durante este período fluctúan entre 0.33-0.44. Este comportamiento es atribuido al incremento del tipo de cambio durante el estallido de la CFI, aunque luego de dicho evento el tipo de cambio mantuvo su tendencia a la baja hasta principios de 2013, lo cual contribuyó a mantener parcialmente estable el ERPT a precios del importador.

Sin embargo, a diferencia de la literatura existente para Perú, se encuentra un resurgimiento del ERPT a precios del importador post CFI. A partir del 2013, este ERPT experimenta un aumento significativo y sostenido, llegando a tener valores que fluctúan entre 0.70-0.80 hacia el final de la muestra. El resurgimiento del ERPT a precios del importador durante este último tramo de la muestra se asocia con el aumento sostenido del tipo de cambio debido principalmente a cuatro factores: i) fin de los altos precios de los *commodities* e incertidumbre política doméstica; ii) fuerte salida de capitales de la economía peruana como consecuencia de los primeros anuncios del fin de la política monetaria expansiva (i.e. *Taper Tantrum*) a principios de 2013 por parte de la Reserva Federal (Fed); iii) la primera subida de tasas de interés luego de la CFI por parte de la Fed en 2016; y iv) dos eventos políticos relevantes a nivel internacional, el *Brexit* en 2016 y la reciente guerra comercial entre EE.UU. y China. En esta línea, el trabajo de Gondo y Pérez-Forero (2019) muestra respaldo al resurgimiento del ERPT a precios del importador luego de la CFI. Ellos indican que, luego de la CFI, las economías emergentes experimentaron un gran flujo de capitales provenientes

[13] En esta línea, Humala y Rodríguez (2010) presentan evidencia de una mayor volatilidad del tipo de cambio durante algunos de los eventos anteriormente mencionados.

[14] Una mayor depreciación de la moneda doméstica aumenta el costo de oportunidad de mantener los precios fijos, lo que ocasiona un aumento del ERPT.

de las economías avanzadas debido a las bajas tasas de interés en el mercado internacional y los sólidos fundamentos macroeconómicos. Asimismo, sostienen que, desde el 2013, se ha revertido la tendencia de los flujos de capitales, debido al proceso de normalización de la política monetaria en EE.UU.. De acuerdo con Gondo y Pérez-Forero (2019), el mecanismo de transmisión para el aumento del ERPT a precios del importador desde 2013 se basa en que el aumento de la tasas de interés externas se traducen en una depreciación del tipo de cambio y una fuerte salida de capitales de las economías latinoamericanas. Este choque de tasas de interés de origen externo tiene efectos negativos sobre los sectores financiero (como menor fondeo externo de los bancos locales y mayores tasas de interés locales) y real de la economía doméstica (como un aumento de la inflación producto del incremento del ERPT).

Este hallazgo está en línea con la nueva literatura del ERPT, la cual postula el resurgimiento del ERPT como consecuencia del comportamiento de la política monetaria implementada por las economías avanzadas durante y posterior a la CFI (i.e. *Quantitative Easing* y *Taper Tantrum*). Los estudios que respaldan empíricamente a esta nueva literatura emplean modelos con parámetros cambiantes en el tiempo y volatilidad estocástica (tanto en modelos univariados como mutivariados) para estimar el ERPT cambiante en el tiempo. Por ejemplo, Ozkan y Erden (2015) y Alexius y Holmberg (2017), entre otros, muestran que luego de la reducción del ERPT, evidenciada en las economías avanzadas en la década de los noventas, el ERPT aumentó a partir de la CFI y en períodos de gran depreciación de las monedas domésticas frente al dólar. Evidencia similar -a partir de otro enfoque- es presentada por Forbes et. al (2018) para Reino Unido. En este sentido, Alexius y Holmberg (2017) sostienen que, a partir de la CFI, los mercados cambiarios internacionales en economías avanzadas han permanecido muy volátiles y sus niveles de inflación se han incrementado. Sin embargo, la evidencia para economías emergentes es aún incipiente. Se destaca a Jooste y Jhaveri (2014) para Sudáfrica y Dahem et al. (2017) para Túnez, quienes muestran evidencia de un incremento notable del ERPT durante y luego de la CFI[15].

4.6.2 ERPT a Precios del Productor

De manera similar a lo mostrado para el ERPT a precios del importador, el Panel A (Figura 5) muestra que la evolución y los niveles del ERPT a precios del productor difiere significativamente entre los modelos con mejor y menor ajuste. Los modelos con mejor ajuste indican que el ERPT a precios del productor a inicios de la muestra tenía un valor alrededor de 0.34, mientras que según los modelos con menor ajuste su valor fluctuaba entre 0.23-0.32. Desde inicios de la muestra hasta mediados de 2005, el ERPT a precios del productor obtenido a partir de los modelos con mejor ajuste muestra un comportamiento relativamente estable con valores que oscilan alrededor de 0.39. Sin embargo, a partir de finales de 2005, todos los modelos estimados muestran una reducción leve de este ERPT hasta mediados de 2008, así como que, durante el período 2008-2013, el ERPT se ha mantenido relativamente estable con una ligera tendencia creciente, con valores que fluctúan entre 0.29-0.40. Por otra parte, a partir del 2014 hasta el final de la muestra, al igual que lo hallado para el ERPT a precios del importador, el ERPT a precios del productor experimenta un resurgimiento significativo. En particular, los modelos con mejor ajuste indican que el valor del ERPT a precios del productor al final de la muestra fluctúa entre 0.45-0.55.

Una primera explicación a estos hallazgos se obtienen del trabajo de Contreras et al. (2017),

[15] Cabe resaltar que Shioji (2012, 2014 y 2015) muestra evidencia del resurgimiento del ERPT post CFI para Japón, pero empleando modelos TVP-VAR.

quienes -usando la información de la Encuesta de Expectativas Macroeconómicas del BCRP para los años 2015 y 2016- indican que, a pesar de que la dolarización de los créditos se redujo drásticamente (de niveles de 80% en 1990 a menos de 30% en 2017) y de que más del 90% de las firmas domésticas pagan salarios y costos administrativos en moneda doméstica, la dolarización de las transacciones y de los costos de producción de las firmas aún persiste. En esta línea, sostienen que el nivel de dolarización de los costos de insumos de las empresas no financieras es alto (alrededor de 54%) y que el 44% de estas empresas tienen sus costos financieros expresados en dólares. Asimismo, los autores sostienen que los altos niveles de dolarización de las ventas y compras de los insumos dificultan la sustitución de la moneda extranjera con la moneda doméstica, mostrando evidencia de rigidez de la dolarización de precios y transacciones en la economía peruana. Asimismo, encuentran que los sectores minería y pesca son los que presentan los mayores niveles de dolarización de sus gastos administrativos. Similar evidencia se presenta en Rossini et al. (2016).

Respecto a la dolarización de las ventas de las empresas no financieras peruanas, Contreras et al. (2017) encuentran que la mayoría de los bienes duraderos (bienes raíces, vehículos motorizados, entre otros) se negocian en dólares. En ese sentido, indican que el 55% de estas empresas fijan sus contratos de ventas en dólares. Mientras tanto, los sectores económicos cuyas producciones se orientan preferentemente a la exportación (minería y pesca industrial) tienen un 92% de sus ventas en dólares. Asimismo, los sectores de transporte y comunicaciones, agricultura para exportación, comercio, servicios, y construcción tienen un 72.3%, 65%, 56.7%, 52% y 27.9% de sus ventas en dólares, respectivamente, siendo el sector energético el que tiene el nivel más bajo de sus ventas en dólares. Por otra parte, los autores muestran que alrededor del 43% de las empresas no financieras tienen un descalce negativo (más pasivos en dólares), lo que los hace más vulnerables a las fluctuaciones del tipo de cambio. Todo esto contribuye a que los niveles y el comportamiento del ERPT a precios del importador y productor tiendan a ser elevados, y que hayan experimentado un resurgimiento a partir del 2013.

La segunda explicación para la evolución del ERPT a precios del productor (y del importador) yace en que ambos ERPTs están conectados directamente con el tipo de cambio. En particular, se encuentra que dichos ERPTs siguen de cerca el comportamiento del tipo de cambio durante el período de análisis. En este contexto, se debe considerar una característica particular del BCRP en la intervención en el mercado cambiario. El BCRP lleva a cabo constantes intervenciones en el mercado cambiario con el propósito de contrarrestar los efectos nocivos de una mayor volatilidad del tipo de cambio. Sin embargo, se debe tener en cuenta que las intervenciones del BCRP buscan atenuar la volatilidad mas no revertir la tendencia del tipo de cambio, lo que provoca un incremento en la persistencia del choque depreciatorio del tipo de cambio. Este hecho genera que el choque depreciatorio del tipo de cambio sea percibido como persistente para los agentes del sector importador y productor. Ante esto, los agentes del sector importador y productor tienden a cambiar sus precios, produciéndose así un mayor ERPT durante eventos que tienden a incrementar el tipo de cambio. En esta línea, Miller (2003) sostiene que un mecanismo alternativo para un incremento del ERPT proviene de las expectativas y la credibilidad de los agentes sobre el comportamiento del tipo de cambio. Si los agentes saben que las intervenciones cambiarias del BCRP no buscan revertir la tendencia del tipo de cambio, en un escenario de subida del tipo de cambio optarán por incrementar sus precios.

4.6.3 ERPT a Precios del Consumidor

De acuerdo con las predicciones del modelo DPCD, se aprecia que el ERPT a precios del consumidor tiene el menor valor para cada modelo y momento del tiempo. En ese sentido, el Panel A (Figura 5) evidencia que los modelos con mejor ajuste indican que el ERPT a precios del consumidor exhibe una reducción sostenida y significativa en 2 etapas. La primera va desde inicios de la muestra hasta mediados de 2000 y la segunda, desde mediados de 2005 hasta el 2008. Luego del 2008, el ERPT permanece relativamente estable con valores que fluctúan alrededor del ERPT del modelo CVAR. De acuerdo con el modelo CVAR, el ERPT a precios del consumidor tiene un valor de 0.12 para toda la muestra. Por otro lado, se debe destacar que el modelo TVP-VAR-R1-SV muestra que el ERPT a precios del consumidor a mediados de 1995 era superior al mostrado por el modelo TVP-VAR-SV, con valores de 0.26 y 0.17, respectivamente. Estos hallazgos van acordes con la literatura existente para la economía peruana - ver Maertes Odría et al. (2012) y Winkelried (2014)- y para las economías emergentes -ver BIS (2019), entre otros-.

En particular, los hallazgos de Winkelried (2014) muestran que la reducción de los ERPTs a precios del productor y consumidor empieza a finales de la década de los noventa hasta tener su nivel más bajo alrededor de la fecha de adopción del EMEI por parte del BCRP en el 2002. Luego de ello, el ERPT a precios del consumidor fluctúa entre valores de 0.08-0.20 y no vuelve a aumentar significativamente, hecho que se atribuye al contexto de baja inflación que experimentó la economía peruana post adopción del EMEI. En ese sentido, algunas explicaciones de la diferencia entre nuestros resultados respecto a los de Winkelried (2014) son la metodología empleada, frecuencia de los datos y el período de estudio para la estimación del ERPT a través del tiempo. En el presente documento, la estimación del ERPT para cada período de la muestra se realiza usando el enfoque TVP-VAR-SV y los modelos con mejor ajuste resaltan la importancia de la volatilidad estocástica en la especificación de los modelos. Estas características metodológicas producen ERPTs con un comportamiento más fluctuante y con mayores niveles en las fechas asociadas con un mayor tipo de cambio. Por su parte, Winkelried (2014) obtiene el ERPT a través del tiempo a partir de la estimación de modelos VAR lineales usando *rolling windows* con un tamaño de fijo de la ventana móvil. Asimismo, la menor volatilidad del ERPT luego de la adopción del EMEI se atribuye al uso de variables *dummies* para controlar las observaciones atípicas de las variables dentro de su muestra, como la CFI. Finalmente, cabe destacar que la muestra empleada por Winkelried (2014) acaba en el año 2011.

Por otra parte, los niveles del ERPT a precios del consumidor hallados al inicio de la muestra estarían asociados a los altos niveles de dolarización de la economía peruana. Luego, como consecuencia del proceso de estabilización macroeconómica (los primeros esfuerzos para reducir la dolarización, la adopción del EMEI en 2002 y la Ley 28300 en 2004), este ERPT se redujo notablemente hasta tener su valor más bajo a mediados de 2010. Es preciso destacar que, luego de la adopción del EMEI, el nivel del ERPT se reduce significativamente a un valor alrededor de 0.10, lo cual es coherente con la evidencia existente para Perú; ver, entre otros, Maertens Odría et al. (2012) y Winkelried (2014). En ese sentido, la reducción del ERPT a precios del consumidor y su posterior estabilidad están asociadas a la hipótesis del contexto de baja inflación -propuesto por Taylor (2000)-, en la que se destaca la credibilidad del BCRP para mantener ancladas las expectativas de inflación. La hipótesis del contexto inflacionario indica que los agentes ajustan sus precios si, y sólo si, el choque depreciatorio es percibido como persistente; en caso contrario, absorberán los mayores costos ajustando sus márgenes de ganancias con el fin de no perder competitividad.

En este sentido, Rossini et al. (2016) muestran que una depreciación de la moneda doméstica de 1% induce a un aumento de las expectativas de inflación, de aproximadamente 5 puntos básicos en un horizonte de seis meses, debido a que, en este escenario, se generan más señales indicando una posible subida de precios. Asimismo, muestran que las expectativas inflacionarias aumentaron durante el período 2013-2015, período caracterizado por una mayor volatilidad de los mercados financieros.

Por su parte, Maertens Odría et al. (2012), desde un punto de vista teórico, argumentan que luego de la adopción del EMEI por parte del BCRP, éste le otorga mayor importancia a la volatilidad de la inflación y reacciona menos a las fluctuaciones del tipo de cambio. Esto provoca un incremento en la volatilidad del tipo de cambio, lo que conlleva a que la proporción de firmas que establecen sus precios en moneda extranjera se reduzca, reduciéndose así el ERPT a precios del consumidor.

Desde otra perspectiva, Montoro (2006) argumenta que, luego de la implementación de la Ley 28300 -la cual obliga a las firmas a establecer sus precios en soles-, las firmas domésticas tienen desincentivos a establecer sus precios en moneda extranjera, dado que incurren en costos de menú al actualizar sus precios cuando varía el tipo de cambio. En esta línea, y a un nivel más desagregado, Castellares (2017) y Castellares y Toma (2020) muestran evidencia de la reducción del ERPT a precios del consumidor post implementación de la Ley 28300. En particular, Castellares y Toma (2020) muestran que el ERPT a precios de los bienes no durables pasa de ubicarse en 0.19 a prácticamente desaparecer luego de la implementación de dicha ley.

Por último, los modelos TVP-VAR-R2-SV, TVP-VAR-R3-SV y CVAR-SV indican que el ERPT a precios del consumidor a inicios de la muestra fue bajo, con valores que fluctuaban entre 0.10-0.15, y que su comportamiento en el tiempo permanece relativamente constante con una leve tendencia al alza durante todo el período de estudio. De acuerdo con estos modelos, el ERPT a precios del consumidor fluctúa alrededor del ERPT del modelo CVAR. En cierta manera, estos resultados contradicen la evidencia existente de la reducción del ERPT a precios del consumidor desde la década de los noventa hasta mediados de 2000, producto de la estabilización macroeconómica y la adopción del EMEI en 2002. En consecuencia, se puede inferir que estos modelos son menos apropiados para la estimación del ERPT a precios del consumidor para la economía peruana.

5 Análisis de Robustez

Con el propósito de validar los resultados obtenidos a partir del modelo base, se han realizado tres grupos de ejercicios de robustez que consisten en cambiar: i) la primera variable del modelo VAR *baseline* asociado a un choque de origen externo, ii) la variable asociada al choque de oferta doméstico por otras dos variables asociadas a la actividad económica, y iii) los valores de las priors. Los ejercicios de robustez se enfocan en la estimación de la evolución del ERPT de largo plazo a los tres tipos de precios. En este documento solo se presentan algunos resultados del análisis de robustez, el resto de resultados se encuentran en un Apéndice disponible bajo solicitud.

En el primer grupo de ejercicios de robustez se cambia el índice de precios de exportación (IPX), primera variable dentro del ordenamiento del modelo VAR *baseline*, por otras seis variables que también representan choques de origen externo. Dichas variables están asociadas a los *commodities* y a la inflación extranjera. En ese sentido, Ojeda Cunya y Rodríguez (2021) muestran evidencia de la relevancia de los choques externos sobre el *performance* de la economía peruana. Por ello, en línea con Miller (2003), se cambia el IPX por las tasas de crecimiento del índice global de precios

de todos los *commodities* (GPIAC), del índice de *commodities* S&P GSCI, del precio del cobre y de los términos de intercambio. Asimismo, como en Winkelried (2014), se cambia el IPX por *proxies* de inflación extranjera. En particular, se usan el crecimiento del deflactor del GDP y la inflación a precios del consumidor de EE.UU..

En la Tabla 4 se presentan los criterios de selección Bayesianos. Se aprecia que, cuando se cambia el IPX por el GPIAC o S&P GSCI, el DIC indica que el modelo CVAR-SV es el modelo que mejor performa en ambos casos. Sin embargo, según la log-ML, el modelo que mejor performa es el TVP-VAR-SV, seguido por los modelos TVP-VAR-R1-SV y TVP-VAR-R2-SV. En ese sentido, el factor de Bayes indica que el modelo TVP-VAR-SV es 6.36 y 6.82 veces preferido a los modelos TVP-VAR-R1-SV y TVP-VAR-R2-SV, respectivamente. Estos resultados están acordes a lo mostrado para el modelo *baseline*, y se basan en que el GPIAC y el S&P GSCI, al igual que el IPX, son índices de precios de un grupo representativo de *commodities* que el Perú exporta. Por otra parte, cuando se emplea el deflactor del GDP de EE.UU., ambos criterios de selección indican que el modelo con mejor ajuste es el TVP-VAR-R1-SV. En esta línea, el factor de Bayes indica que este modelo es 26.84 veces preferido al segundo modelo mejor rankeado según la log-ML (TVP-VAR-R3-SV). Asimismo, cuando se usa la inflación a precios del consumidor de EE.UU., el DIC indica que el modelo con mejor ajuste es el CVAR-SV. Sin embargo, según la log-ML, el modelo que mejor performa es el modelo TVP-VAR-R1-SV y, de acuerdo con el factor de Bayes, el modelo TVP-VAR-R1-SV es 13.20 y 60.34 veces preferido a los modelos TVP-VAR-SV y CVAR-SV, respectivamente. Por último, se debe destacar que el rankeo de los modelos con mejor ajuste cambia drásticamente solo cuando se cambia el IPX por el precio del cobre y los términos de intercambio, ya que los criterios de selección indican que los modelos que mejor performan son CVAR-SV y el TVP-VAR-R3-SV, respectivamente. Sin embargo, el factor de Bayes indica que el modelo CVAR-SV es ligeramente preferido (1.05 veces) al modelo TVP-VAR-R3-SV cuando se emplea el precio del cobre, y que el modelo TVP-VAR-R3-SV es 1.20 veces preferido al modelo TVP-VAR-R1-SV cuando se usan los términos de intercambio.

Por otro lado, la Figura 7 presenta la evolución de los ERPTs a los tres tipos de precios para todos los modelos cuando se cambia al IPX por las otras seis variables que representan choques de origen externo. De acuerdo con la Figura 7, se aprecia que el rankeo de los ERPTs se mantiene. En otras palabras, el ERPT es menor conforme se avanza a lo largo de la cadena de fijación de precios. En ese sentido, se sostiene que el cambio de la primera variable refuerza los resultados obtenidos a partir del modelo *baseline*. Asimismo, se encuentra que no todas las tendencias en el tiempo de los ERPTs se ven alteradas significativamente. Sin embargo, los niveles de los ERPTs tienden a diferir respecto a los hallados en el modelo *baseline*. Por otra parte, se aprecia que el precio del cobre y la inflación a precios de consumidor de EE.UU. tienden a aumentar los niveles de los ERPTs para la mayoría de los modelos estimados y para gran parte de la muestra. Por ejemplo, cuando se usa el precio del cobre (inflación a precios del consumidor de EE.UU.), el ERPT a precios del importador en el primer pico que se produce a finales de los noventa llega a tener un valor de 0.97 (0.82), el cual es superior al hallado en el modelo *baseline* (0.71). De igual modo, se aprecia que la evolución del ERPT a precios de productor y consumidor se modifican levemente, y se observa que los ERPTs al inicio y al final de la muestra son superiores respecto al modelo *baseline*. En particular, los altos niveles de ERPTs obtenidos usando el precio del cobre se deben a la alta correlación negativa entre el precio del cobre y el dólar estadounidense. Cabe notar, además, que dicho *commodity* tiene una gran importancia dentro de las exportaciones mineras de Perú. Se observa, por otro lado, que el uso de los términos de intercambio nos dan los menores niveles de los ERPTs respecto a los obtenidos

del modelo *baseline*, pero que el comportamiento de los ERPTs es muy parecido al comportamiento hallado en el modelo *baseline*, lo cual puede deberse a que los términos de intercambio incluyen al IPX en su definición. Por su parte, la Figura 8 presenta un resumen del primer grupo de ejercicios de robustez. Se aprecia que el cambio de la primera variable no altera el comportamiento en el tiempo del ERPT. En particular, se encuentra que los modelos con mejor ajuste (TVP-VAR-SV y TVP-VAR-R1-SV) indican que los ERPTs a precios del importador y productor tienden a reducirse significativamente hasta mediados de 2008, mientras que para el periodo siguiente, post CFI, ambos ERPTs tienden a incrementarse hasta el final de la muestra. Se puede apreciar, además, que el ERPT a precios del consumidor mantiene su tendencia decreciente desde finales de la década de los noventa. Considerando todo lo anterior, se puede concluir que la evolución en el tiempo de los ERPTs obtenidos son robustos al cambio de la primera variable en el ordenamiento del modelo *baseline*.

El segundo grupo de ejercicios de robustez consiste en cambiar la tasa de crecimiento del GDP total por la tasa de crecimiento del GDP no primario y por la de la demanda doméstica. Dichos cambios no modifican la evolución del ERPT de largo plazo, pero si modifican sus niveles. De acuerdo con la Figura 9, se aprecia que la incorporación de ambos indicadores de actividad económica doméstica alternativos tiende a aumentar los niveles de los ERPTs en gran parte de la muestra, y que los mayores niveles de ERPTs se encuentran cuando se emplea la tasa de crecimiento de la demanda doméstica. En particular, se observa que los niveles del ERPT a precios del importador, productor y consumidor para el modelo TVP-VAR-SV al inicio de la muestra fluctúan entre 0.60-0.76, 0.30-0.45 y 0.15-0.22, respectivamente. Dichos valores son superiores a los hallados en el modelo *baseline*. Por otro lado, se encuentra un aumento notable en los niveles de los ERPTs que se obtienen de los modelos TVP-VAR, TVP-VAR-R1-SV, CVAR-SV y CVAR. Asimismo, se aprecia que, a excepción de los modelos TVP-VAR-R3-SV y CVAR-SV, el resto de modelos estimados muestran que los niveles de los ERPTs son significativamente mayores post CFI respecto a lo hallado en el modelo *baseline*. En ese sentido, se concluye que la incorporación de los sectores primarios tiende a reducir el ERPT. Este hecho se debe a que los sectores como la minería y la pesca industrial realizan gran parte de sus transacciones en dólares.

Finalmente, el tercer grupo de análisis de robustez consiste en cambiar los valores de las priors. Las estimaciones del modelo *baseline* están basadas en las priors de Chan y Eisenstat (2018), las cuales son no informativas. En ese sentido, se evalúa la sensibilidad de los niveles y la evolución de los ERPTs empleando un conjunto de priors obtenidas a partir de un *training sample* con diferentes valores para la varianza de los choques. Como en Primiceri (2005), se emplea una submuestra, que comprende el período 1995Q3-2003Q2, para establecer las priors de los hiperparámetros. Los valores de las priors de los parámetros se obtienen de la estimación de un modelo CVAR por mínimos cuadrados ordinarios, mientras que las priors de la volatilidad estocástica se hallan multiplicando por 4, 8 y 20 veces la varianza de dicho modelo. La Figura 10 muestra que la incorporación de priors más difusas para la varianza (multiplicando por 20 veces la varianza del modelo CVAR) resultan en una mejor *performance* que al incorporar las priors menos difusas (multiplicando la varianza por 4 y 8) debido a que los niveles de los ERPTs se asemejan más a los obtenidos a partir del modelo *baseline*. Estos resultados confirman que las priors basadas en Chan y Eisenstat (2018) -que se caracterizan por ser no informativas/difusas- empleadas en el modelo *baseline* son las más adecuadas para la estimación del ERPT cambiante en el tiempo. Asimismo, se aprecia que el comportamiento en el tiempo de los ERPTs no se altera. Sin embargo, se aprecia que en la primera parte de la muestra los ERPTs tienden a tener mayores niveles. Asimismo, los modelos

TVP-VAR-R3-SV y CVAR-SV son los que presentan una mayor discrepancia en los niveles de los ERPTs respecto a los del modelo *baseline*.

En síntesis, los ejercicios de robustez demuestran que la mayoría de los resultados obtenidos a partir del modelo *baseline* se mantienen. En general, se encuentra que el comportamiento en el tiempo del ERPT no se altera significativamente -a diferencia de los niveles- cuando se cambia la primera variable. Dinámica similar resulta cuando se cambia el indicador de actividad económica y cuando se establecen priors basadas en el *training sample* con valores grandes para la varianza de los choques.

6 Conclusiones

En este documento se usa el enfoque TVP-VAR-SV basado en Chan y Eisenstat (2018) para estimar y analizar la evolución del ERPT a tres tipos de precios para Perú durante el período 1995Q2-2019Q4. Las variables empleadas, su ordenamiento y el esquema de identificación de los choques del modelo VAR *baseline* están en línea con el modelo DPCD de McCarthy (2007).

De acuerdo con los criterios de selección Bayesiana, los modelos con mejor ajuste permiten que la mayoria de los parámetros cambien en el tiempo, destacando el rol de la SV. Las estimaciones evidencian que el ERPT cambia en el tiempo y depende del estado de la economía. Los modelos con mejor ajuste muestran que los niveles y la evolución de los ERPTs están acorde con las predicciones del modelo DPCD. Se encuentra que el ERPT a precios del importador muestra los mayores niveles, seguido por el ERPT a precios del productor y consumidor. Asimismo, se aprecia que la evolución de los tres ERPTs obtenidos de los modelos con mejor ajuste muestran un comportamiento cualitativamente similar.

Se encuentra que el ERPT a precios del importador y productor presentan altos niveles a inicios de la muestra. Desde el año 2000 se inicia una reducción que se hace más significativa a partir de 2006, llegando a su punto mínimo a mediados de 2008. Dicho comportamiento está explicado por el proceso de estabilización macroeconómica, la adopción del EMEI, los primeros esfuerzos por reducir los altos niveles de dolarización de la economía peruana, y el incremento de los precios de los *commodities*. Sin embargo, a diferencia de la literatura existente para Perú -en especial a Winkelried (2014)-, los ERPTs a precios del importador y productor tienden a aumentar post CFI para todos los modelos estimados -a excepción del CVAR- como consecuencia del aumento del tipo de cambio debido al fin de la política monetaria expansiva (*Taper Tantrum*) implementada por las economías avanzadas y dos eventos políticos relevantes a nivel internacional (el *Brexit* y la guerra comercial entre EE.UU. y China). Dichos resultados se inscriben dentro de la nueva nueva literatura del ERPT -la cual muestra evidencia de un resurgimiento del ERPT posterior a la CFI- y se sustentan en las intervenciones del BCRP en el mercado cambiario. Las intervenciones del BCRP solo atenúan la volatilidad del tipo de cambio mas no influyen en su tendencia; en este escenario, los agentes del sector importador y productor ajustarán sus precios, produciéndose un incremento del ERPT en períodos donde el tipo de cambio aumenta.

Por su parte, el comportamiento en el tiempo del ERPT a precios del consumidor muestra una reducción significativa y sostenida desde mediados de la década de los noventa hasta el final de la muestra. Dicha reducción se sustenta en el proceso de estabilización macroeconómica, la adopción del EMEI y la implementación de la Ley 28300. Estos resultados refuerzan la abundante evidencia sobre el cumplimiento de la hipótesis del contexto de baja inflación de Taylor (2000), que predice bajos niveles de ERPT para economías que experimentan bajos y estables niveles de inflación, y

que poseen una autoridad monetaria con credibilidad para anclar las expectativas inflacionarias alrededor de su meta de inflación.

Finalmente, una futura agenda de investigación debería analizar los efectos de la reciente crisis sanitaria del Covid-19 y la elección presidencial en el tipo de cambio, y su repercusión en el comportamiento del ERPT. Asimismo, se debería considerar un análisis a nivel desagregado de los precios domésticos y un esquema de identificación de choques de tipo no recursivo. Por otro lado, también es necesario analizar las fuentes endógenas -los tipos de choques- que gobiernan la evolución del ERPT mediante la aplicación de las metodologías propuestas por Leiva-León y Uzeda (2021) y Koop et al. (2009). Por otra parte, a luz de los resultados, una posible recomendación de política económica es la implementación de un programa de desdolarización más focalizado en la etapa de compra de insumos y materias primas por parte de las empresas locales. Del mismo modo, se debe incentivar en el sector importador y la industria local el uso de productos financieros de cobertura ante el riesgo cambiario con el propósito de reducir el ERPT.

References

[1] Albuquerque, C. and Portugal, M. (2005), "Pass-through from exchange rate to prices in Brazil: An analysis using time-varying parameters for the 1980-2002 period", *Revista de Economía* **12(1)**, 17-73.

[2] Aleem, A. and Lahiani, A. (2014), "A threshold vector autoregresion model of exchange rate pass-through in Mexico", *Research in International Bussines and Finance* **30**, 24-33.

[3] Alexius, A. and Holmberg, M. (2017), "Pass-through with low inflation and volatile exchange rates", Research Papers in Economics **2017:1**, Department of Economics, Stockholm University.

[4] Amstad, M. and Fischer, A. (2005), "Time varying pass-through: Evidence from an event study in a real-time setting", Federal Reserve Bank of New York Staff Reports **228**.

[5] An, L. and Wang, J. (2012), "Exchange Rate Pass-through: Evidence Based on Vector Autoregression with Sign Restrictions", *Open Economies Review* **23(2)**, 359-380.

[6] Aron, J., Macdonald, R. and Muellbauer, J. (2014b), "Exchange rate pass-through in developing and emerging markets: A survey of conceptual, methodological and policy issues, and selected empirical findings", *The Journal of Development Studies* **50(1)**, 101-143.

[7] Arratibel, O. and Michaelis, H. (2014), "The impact of monetary policy and exchange rate shocks in Poland evidence from a time-varying VAR", ECB Working Paper Series **1636**.

[8] Bache, I. (2006), "Assessing the estructural VAR approach to exchange rate pass-through", *Econometrics of exchange rate pass-through*, Norges Bank Doctoral Dissertations in Economics **6**.

[9] Bada, A., Olufemi, A., Tata, I., Peters, I., Bawa, S., Onwubiko, A. and Onyowo, U. (2016), "Exchange rate pass-through to inflation in Nigeria", *CBN Journal of Applied Statistics* **7(1)**, 49-70.

[10] Balcilar, M., Roubaud, D., Usman, O. and Wohar, M. (2019), "Testing the Asymmetric Effects of Exchange Rate and Oil Price Pass-Through in BRICS Countries: Does the state of the economy matter?", Eastern Mediterranean University Discussion Paper Series **15-49**.

[11] Barhoumi, K. (2006), "Differences in long run exchange rate pass-through into import prices in developing countries: An empirical investigation", *Economic Modelling* **23**, 926-951.

[12] Baxa, J. and Šestořád, T. (2019), "The Czech exchange rate floor: Depreciation without inflation?", Czech National Bank Working Paper **2019:1**.

[13] Bank for International Settlements (2019), "Monetary policy frameworks in EMEs: inflation targeting, the exchange rate and financial stability", BIS Annual Economic Report.

[14] Borensztein, E. and Queijo, V. (2016), "Exchange rate pass-through in South America: An overview", Inter-American Development Bank Working Paper Series **710**.

[15] Bouakez, H. and Rebei, N. (2008), "Has exchange rate pass-through really declined? Evidence from Canada", *Journal of International Economics* **75**, 249-267.

[16] Buyandelger, O.E. (2015), "Exchange rate pass-through effect and monetary policy in Mongolia: Small open economy DSGE model", *Procedia Economics and Finance* **26**, 1185-1192.

[17] Ca'Zorzi, M., Hahn, E. and Sánchez, M. (2007), "Exchange rate pass-through in emerging markets", ECB Working Paper Series **739**.

[18] Capistrán, C., Ibarra Ramírez, R. and Ramos Francia, M. (2012), "El traspaso de movimientos del tipo de cambio a los precios: Un análisis para la economía mexicana", *El Trimestre Económico* **4(316)**, 813-838.

[19] Castellares, R. (2017), "Condiciones de mercado y calidad como determinantes del traspaso del tipo de cambio", *Revista Estudios Económicos* **33**, 29-41, Banco Central de Reserva del Perú.

[20] Castellares, R. and Toma, H. (2020), "Effects of a mandatory local currency pricing law on the exchange rate pass-through", *Journal of International Money and Finance* **106(C)**, **102186**.

[21] Castillo, P., Montoro, C. and Tuesta, V. (2007), "Hechos estilizados de la economía peruana", *Revista Estudios Económicos* **14**, 33-75, Banco Central de Reserva del Perú.

[22] Castillo, P., Montoya, J. and Quineche, R. (2016), "From the "Great inflation" to the "Great moderation" in Peru: A time varying structural vector autoregresions analysis", Banco Central de Reserva del Perú Working Paper Series **2016-003**.

[23] Çatık, A., Karaçuka, M. and Gök B. (2016), "A time-varying parameter VAR investigation of the exchange rate pass-through in Turkey", *Panoeconomicus* **63(5)**, 563-579.

[24] Chan, J. C. C. and Eisenstat, E. (2015), "Marginal Likelihood Estimation with the Cross-Entropy Method", *Econometrics Reviews* **34(3)**, 256-285.

[25] Chan, J. C. C. and Eisenstat, E. (2018), "Bayesian model comparison for time-varying parameter VARs with stochastic volatility", *Journal of Applied Econometrics* **33(4)**, 509-532.

[26] Chan, J. C. C. and Grant, A. (2016), "Fast computation of the deviance information criterion for latent variable models", C*omputational Statistics and Data Analysis* **100**, 847-859.

[27] Choudhri, E., Faruqee, H. and Hakura, D. (2005), "Explainig the exchange rate pass-through in different prices", *Journal of International Economics* **65**, 349-374.

[28] Choudhri, E. and Hakura, D. (2014), "The exchange rate pass-through to import and export prices: The role of nominal rigidities and currency choice", *Journal of International Money and Finance* **1472**.

[29] Clark, T. and Terry, S. (2010), "Time variation in the inflation passthrough of energy prices", *Journal of Money, Credit and Banking* **42(7)**, 1419-1433.

[30] Cogley, T. and Sargent, T. (2001), "Evolving Post-World War II U.S. Inflation Dynamics", *NBER Macroeconomics Annual* **16**, 331-373.

[31] Cogley, T. and Sargent, T. (2005), "Drifts and volatilities: monetary policies and outcomes in the post WWII US", *Review of Economic Dynamics* **8(2)**, 262-302.

[32] Comunale, M. and Kunovac, D. (2017), "Exchange rate pass-through in the euro area", European Central Bank Working Paper **2003**.

[33] Contreras, A., Quispe, Z., Regalado, F. and Martínez, M. (2017), "Dolarización real en el Perú", *Revista Estudios Económicos* **33**, 43-55, Banco Central de Reserva del Perú.

[34] Corbo, V. and Di Casola, P. (2018), "Conditional exchange rate pass-through: Evidence from Sweden", Sveriges Riksbank Working Paper Series **352**.

[35] Cueva, R. (2018), "Un análisis del traspaso del tipo de cambio: No linealidad y asimetría en México y Perú", *Revista Estudios Económicos* **35**, 55-81, Banco Central de Reserva del Perú.

[36] Dahem, A., Skander, S. and Fatma, S.G. (2017), "Time varying VAR analysis for disaggregated exchange rate pass-through in Tunisia", MPRA Paper **79759**, University Library of Munich.

[37] Darvas, Z. (2001), "Exchange rate pass-through and real exchange rate in EU candidate countries", Discussion Paper Series **10-01**, Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank.

[38] De Bandt, O., Banerjee, A. and Kozluk, T. (2008), "Measuring long-run exchange rate pass-through", *The Open-Access, Open-Assessment E-Journal* **2**, 1-36.

[39] De Sousa, R., Pires, L. and Pizzinga, A. (2013), "State space models for the exchange rate pass-through: determinants and null/full pass-through hypotheses", *Applied Economics* **45(36)**, 5062-5075.

[40] Donayre. L. and Panovska, I. (2016), "State-dependent exchange rate pass-through behavior", *Journal of International Money and Finance* **64(C)** 170-195.

[41] Fleer, R., Rudolf, B. and Zurlinden, M. (2016), "Price change dispersion and time-varying pass-through to consumer prices", Swiss National Bank Working Paper **17**.

[42] Forbes, K., Hjortsoe, I. and Nenova, T. (2018), "The shocks matter: Improving our estimates of exchange rate pass-through", *Journal of International Economics* **114**, 255-275.

[43] García-Schmidt, M. and García-Cicco, J. (2020), "Revisiting the exchange rate pass through: A general equilibrium perspective", Journal of International Economics **127(C)**, 103389..

[44] Ghosh, A. (2013), "Exchange rate pass through, macro fundamentals and regime choice in Latin America", *Journal of Macroeconomics* **35**, 163-171.

[45] Ghosh, A. and Rajan, R. (2009), "What is the extent of exchange rate pass-through in Singapore? Has it changed over time?", *Journal of the Asia Pacific Economy* **14(1)**, 61-72.

[46] Gondo, R. and Pérez-Forero, F. (2019), "Cross-border flows and the effect of global financial shocks in Latin America", Banco Central de Reserva del Perú Working Paper Series **2019-020**.

[47] Guillermo, S. and Rodríguez, M. (2014), "Analyzing the exchange rate pass-through in Mexico: Evidence post inflation targeting implementation", *Ensayos sobre Política Económica* **32(74)**, 18-35.

[48] Hara, N., Hiraki, K. and Ichise, Y. (2015), "Changing exchange rate pass-through in Japan: Does it indicate changing pricing behavior?", Bank of Japan Working Paper **15-E-4**.

[49] Helmy, O., Fayed, M. and Hussein, K. (2018), "Exchange rate pass-through to inflation in Egypt: A structural VAR approach", *Review of Economics and Political Science* **3(2)**, 2-19.

[50] Hernández, K. and Leblebicioğlu, A. (2012), "A regime-switching analysis of pass-through", *Review of World Economics* **148(3)**, 523-552.

[51] Humala, A. and Rodriguez, G. (2010), "Foreing exchange intervention and exchange rate volatility in peru", *Applied Economics Letters* **17(15)**, 1485-1491.

[52] Ito, T. and Sato, K. (2006), "Exchange rate changes and inflation in post-crisis Asian economies: Vector autoregression analysis of the exchange rate pass-through", *Journal of Money, Credit and Banking* **40(7)**, 1407-1438.

[53] Jašová, M., Moessner, R. and Takáts, E. (2019), "Exchange rate pass-through: What has changed since the crisis?", *International Journal of Central Banking* **15(3)**, 27-58.

[54] Jiménez-Rodríguez, R. and Morales-Zumaquero, A. (2016), "A new look at exchange rate pass-through in the G-7 countries", *Journal of Policy Modeling* **38(5)**, 985-1000.

[55] Jooste, C. and Jhaveri, Y. (2014), "The determinants of time-varying exchage rate pass-through in South Africa", *South African Journal of Economics* **82(4)**, 603-615.

[56] Kara, H., Küçük-Tuğer, H., Özlale, Ü., Tuğer, B. and Yücel, M.E. (2007), "Exchange rate regimes and pass-through: Evidence from the Turkish economy", *Contemporary Economic Policy* **25(2)**, 206-225.

[57] Karagöz, M., Demirel, B. and Bozdağ, E. G. (2016), "Pass-through Effect from Exchange Rates to the Prices in the Framework of Inflation Targeting Policy: A Comparison of Asia-Pacific, South American and Turkish Economies", *Procedia Economics and Finance* **38**, 438–445.

[58] Khemiri, R. and Ben Ali, M. (2013), "Exchange rate pass-through and inflation dynamics in Tunisia: A Markov-switching approach", *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal* **7**.

[59] Kim, Y. (1990), "Exchange rates and import prices in the United States: A varying-parameter estimation of exchange-rate pass-through", *Journal of Business & Economic Statistics* **8(3)**, 305-315.

[60] Koop, G., León-González, R., and Strachan, R. W. (2009), "On the evolution of the monetary policy transmission mechanism", *Journal of Economic Dynamics and Control* **33**, 997-1017.

[61] Leiva-León, D., Martínez-Martín, J. and Ortega, E. (2019), "Exchange rate shocks and inflation comovement in the Euro area", Banco de España Working Paper **1934**.

[62] Leiva-León, D., and Uzeda, L. (2021), "Endogenous time variation in vector autoregressions", *The Review of Economics and Statistics*, 1-45.

[63] Liu, H. and Chen, X. (2017), "The imported price, inflation and exchange rate pass-through in China", *Cogent Economics & Finance* **5(1)**, 1-13.

[64] López-Villavicencio, A. and Mignon, V. (2016), "Exchange rate pass-through in emerging countries: Do the inflation environment, monetary policy regime and institutional quality matter?", CEPII Working Paper **2016-07**.

[65] Maertens Odría, L., Castillo, P. and Rodríguez, G. (2012), "Does the exchange rate pass-through into prices change when inflation targeting is adopted? The peruvian case study between 1994 and 2007", *Journal of Macroeconomics* **34(4)**, 1154-1166.

[66] Marodin, F. and Portugal, M. (2019), "Exchange rate pass-through in Brazil: A Markov Switching DSGE estimation for the inflation targeting period", *Russsian Journal of Money and Finance* **78(1)**, 36-66.

[67] Mendali, G. and Das, S. (2016), "Exchange rate pass-through to domestic prices: The Indian experience", *Foreign Trade Review* **20(10)**, I-22.

[68] McCarthy, J. (2007), "Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies", *Eastern Economic Journal* **33(4)**, 511-537.

[69] McFarlane, L. (2009), "Time-varying exchange rate pass-through: An examination of four emerging market economies", draft, Bank of Jamaica.

[70] Miller, S. (2003), "Estimación del pass-through del tipo de cambio a precios: 1995-2002", *Revista Estudios Económicos* **10**, Banco Central de Reserva del Perú.

[71] Montoro, C. (2006), "Dolarización de precios", Nota de Estudio **2006-14**, Banco Central de Reserva del Perú.

[72] Moussa, Z. (2016), "How big is the comeback? Japanese exchange rate pass-through assessed by time-varying FAVAR", LEMNA Working Paper, Université de Nantes.

[73] Nakajima, J. (2011), "Time-varying parameter VAR model with stochastic volatility: An overview of methodology and empirical applications", *Monetary and Economic Studies* **29**, 107-142.

[74] Ojeda Cunya, J. A. and Rodríguez, G. (2021), "Time-varying effects of foreign shocks on macroeconomic fluctuations in Peru: Empirical application using TVP-VAR-SV models", manuscript, Departament of Economics, Pontificia Universidad Católica del Perú.

[75] Otani, A., Shiratsuka, S. and Shirota, T. (2003), "The decline in the exchange rate pass-through: Evidence from Japanese import prices", IMES Discussion Paper Series **2003-E-1**.

[76] Ozkan, I. and Erden, L. (2015), "Time-varying nature and macroeconomic determinants of exchange rate pass-through", *International Review of Economics and Finance* **38**, 56-66.

[77] Palleja, M. (2019), "Conditional exchange rate pass-through: A DSGE model approach", Center for Latin American Monetary Studies, Central Bank Award Rodrigo Gómez 2018.

[78] Pan, S. (2018), "The impact of RMB exchange rate fluctuation on price level in China: An empirical analysis based on the Vector Error Correction Model", *International Journal of Economics and Finance* **10(5)**, 184-196.

[79] Patra, M.D., Kumar, J. and John, J. (2018), "Non-linear, asymmetric and time-varying exchange rate pass-through: Recent evidence from India", Reserve Bank of India Working Paper Series **02.**

[80] Pérez-Forero, F. and Vega, M. (2015), "Asymmetric exchange rate pass-through: Evidence from Peru", Banco Central de Reserva del Perú Working Paper Series **2015-011**.

[81] Ponomarev, I., Trunin, P. and Ulyukaev, A. (2016), "Exchange rate pass-through in Rusia", *Problems of Economic Transition* **58(1)**, 54-72.

[82] Primiceri, G. (2005), "Time varying structural vector autoregressions and monetary policy", *The Review of Economic Studies* **72(3)**, 821-852.

[83] Razafindrabe, T. (2016), "A multi-country DSGE model with incomplete exchange rate pass-through: An application for the Euro-area", *Economic Modelling* **52**, 78-100.

[84] Rincón-Castro, H., Caicedo, E. and Rodríguez-Niño, N. (2005), "Exchange rate pass-through effects: A disaggregate analysis of Colombian imports of manufactured goods", Banco de la República de Colombia Working Paper **254**.

[85] Rincón-Castro, H. and Rodríguez-Niño, N. (2018), "Nonlinear state and shock dependence of exchange rate pass-through on prices", Bank for International Settlements Working Paper **690**.

[86] Rossini, R., Vega, M. Quispe, Z. and Pérez-Forero, F. (2016), "Expectativas de inflación y dolarización en el Perú", *Revista Estudios Económicos* **31**, 71-84, Banco Central de Reserva del Perú.

[87] Samir, B. and Tarek, J. (2014), "Exchange rate pass-through in Tunisia: Evidence from a time varying parameter model ", *The Journal of Developing Areas* **48(1)**, 145-164.

[88] Sansone, A. and Justel, S. (2016), "Exchange rate pass-through to prices: VAR evidence for Chile", *Journal Economía Chilena (The Chilean Economy)* **19(1)**, 20-37.

[89] Sekine, T. (2006), "Time-varying exchange rate pass-through: Experiences of some industrial countries", Bank for International Settlements Working Paper **202**.

[90] Shambaugh, J. (2008), "A new look at pass-through", *Journal of International Money and Finance* **27**, 560-591.

[91] Shioji, E. (2012), "The evolution of the exchange rate pass-through in Japan: A re-evaluation based on time-varying parameter VARs", *Public Policy Review* **8(1)**, 67-92.

[92] Shioji, E. (2014), "A pass-through revival", *Asian Economic Policy Review* **9**, 120-138.

[93] Shioji, E. (2015), "Time varying pass-through: Will the yen depreciation help Japan hit the inflation target?", *Journal of the Japanese and International Economies* **37**, 43-58.

[94] Takhtamanova, Y. (2010), "Understanding changes in exchange rate pass-through", *Journal of Macroeconomics* **32(4)**, 1118-1130.

[95] Taylor, J. B. (2000), "Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms", *European Economic Review* **44(7)**, 1389-1408.

[96] Tica, J. and Posedel Šimović, P. (2009), "Threshold autoregressive model of exchange rate pass-through effect: The case of Croatia", *Eastern European Economics* **47**, 43-59.

[97] Tunç, C. (2017), "A survey on exchange rate pass through in emerging markets", *Bulletin of Economic Theory and Analysis* **2(3)**, 205-233.

[98] Tunç, C. and Kilinç, M. (2018), "Exchange rate pass-through in a small open economy: A structural VAR approach", *Bulletin of Economic Research* **70(4)**, 410-422.

[99] Winkelried, D. (2003), "¿Es asimétrico el pass-through en el Perú?: Un análisis agregado", *Revista Estudios Económicos* **10**, 1-29, Banco Central de Reserva del Perú.

[100] Winkelried, D. (2014), "Exchange rate pass-through and inflation targeting in Peru", *Empirical Economics* **46(4)**, 1181-1196.

Table 1. Tests for Time Variation in Coefficients and Volatility

Kolmogorov-Smirnov test			
Pre and Post CFI		Pre and Post Inflation Targeting	
γ_t			
1995Q3-2006Q4	2007Q1-2019Q4	1995Q3-2001Q4	2002Q1-2019Q4
15/15	15/15	14/15	15/15
β_t			
1995Q3-2006Q4	2007Q1-2019Q4	1995Q3-2001Q4	2002Q1-2019Q4
31/42	32/42	28/42	31/42
h_t			
1995Q3-2006Q4	2007Q1-2019Q4	1995Q3-2001Q4	2002Q1-2019Q4
6/6	6/6	6/6	6/6
t-test			
Pre and Post CFI		Pre and Post Inflation Targeting	
γ_t			
1995Q3-2006Q4	2007Q1-2019Q4	1995Q3-2001Q4	2002Q1-2019Q4
15/15	15/15	15/15	15/15
β_t			
1995Q3-2006Q4	2007Q1-2019Q4	1995Q3-2001Q4	2002Q1-2019Q4
32/42	28/42	25/42	31/42
h_t			
1995Q3-2006Q4	2007Q1-2019Q4	1995Q3-2001Q4	2002Q1-2019Q4
6/6	6/6	6/6	6/6

γ_t represents the coefficients of contemporaneous relationships, β_t represents the coefficients associated to intercepts and lagged variables, and h_t represents the coefficients associated to volatility. In the fraction expression, the numerator indicates the number of parameters that vary and the denominator indicates the total number of parameters.

Table 2. Models Selection

Baseline Specification					
Model	log-ML$_{CE}$	Rank	DIC	Rank	pD
TVP-VAR-SV	**-1105.49**	**1**	1929.74	6	60.29
	(0.09)		(1.12)		(0.44)
TVP-VAR	-1142.79	7	1963.73	7	55.67
	(0.07)		(1.27)		(0.58)
TVP-VAR-R1-SV	**-1105.51**	**2**	1900.54	3	65.83
	(0.07)		(0.39)		(0.18)
TVP-VAR-R2-SV	-1107.79	5	1918.72	4	61.35
	(0.08)		(0.91)		(0.37)
TVP-VAR-R3-SV	-1106.46	3	1897.09	2	66.78
	(0.12)		(0.19)		(0.12)
CVAR-SV	-1106.94	4	**1886.05**	**1**	67.90
	(0.03)		(0.18)		(0.10)
CVAR	-1140.09	6	1920.32	5	60.79
	(0.01)		(0.20)		(0.11)

Standard deviations are presented in parentheses. For each model we obtain a total of 100,000 posterior draws from 10 parallel chains after a burn-in of 1,000 in every chain, and keep every 10th draw for 10,000 final posterior draws. Log-ML$_{CE}$ estimates are based on 10,000 evaluations of the integrated likelihood, where the importance sampling density is constructed using the 10,000 posterior draws. DIC estimates are computed using 10 parallel chains. In each chain the integrated likelihood is evaluated for the 1,000 posterior draws kept from each estimation chain, getting a total of 10,000 evaluations.

Table 3. Median Long Run ERPT into Prices ($s = 20$)

Model	Import Prices	Producer Prices	Consumer Prices
TVP-VAR-SV	0.57	0.39	0.10
	[0.53 - 0.61]	[0.37 - 0.42]	[0.07 - 0.12]
TVP-VAR	0.39	0.26	0.06
	[0.36 - 0.42]	[0.24 - 0.27]	[0.04 - 0.08]
TVP-VAR-R1-SV	0.52	0.37	0.14
	[0.47 - 0.58]	[0.33 - 0.40]	[0.12 - 0.16]
TVP-VAR-R2-SV	0.47	0.39	0.11
	[0.44 - 0.51]	[0.35 - 0.42]	[0.08 - 0.14]
TVP-VAR-R3-SV	0.43	0.33	0.11
	[0.40 - 0.46]	[0.30 - 0.38]	[0.09 - 0.14]
CVAR-SV	0.43	0.34	0.17
	[0.39 - 0.47]	[0.30 - 0.38]	[0.15 - 0.19]
CVAR	0.33	0.22	0.12
	[0.29 - 0.38]	[0.19 - 0.25]	[0.10 - 0.15]

Median ERPTs are calculated as the median of the evolution of ERPT rates over horizon $s = 20$ quarters and over time from 1995Q3 to 2019Q4. Confidence intervals are presented in brackets.

Table 4. Robustness Analysis: Models Selection

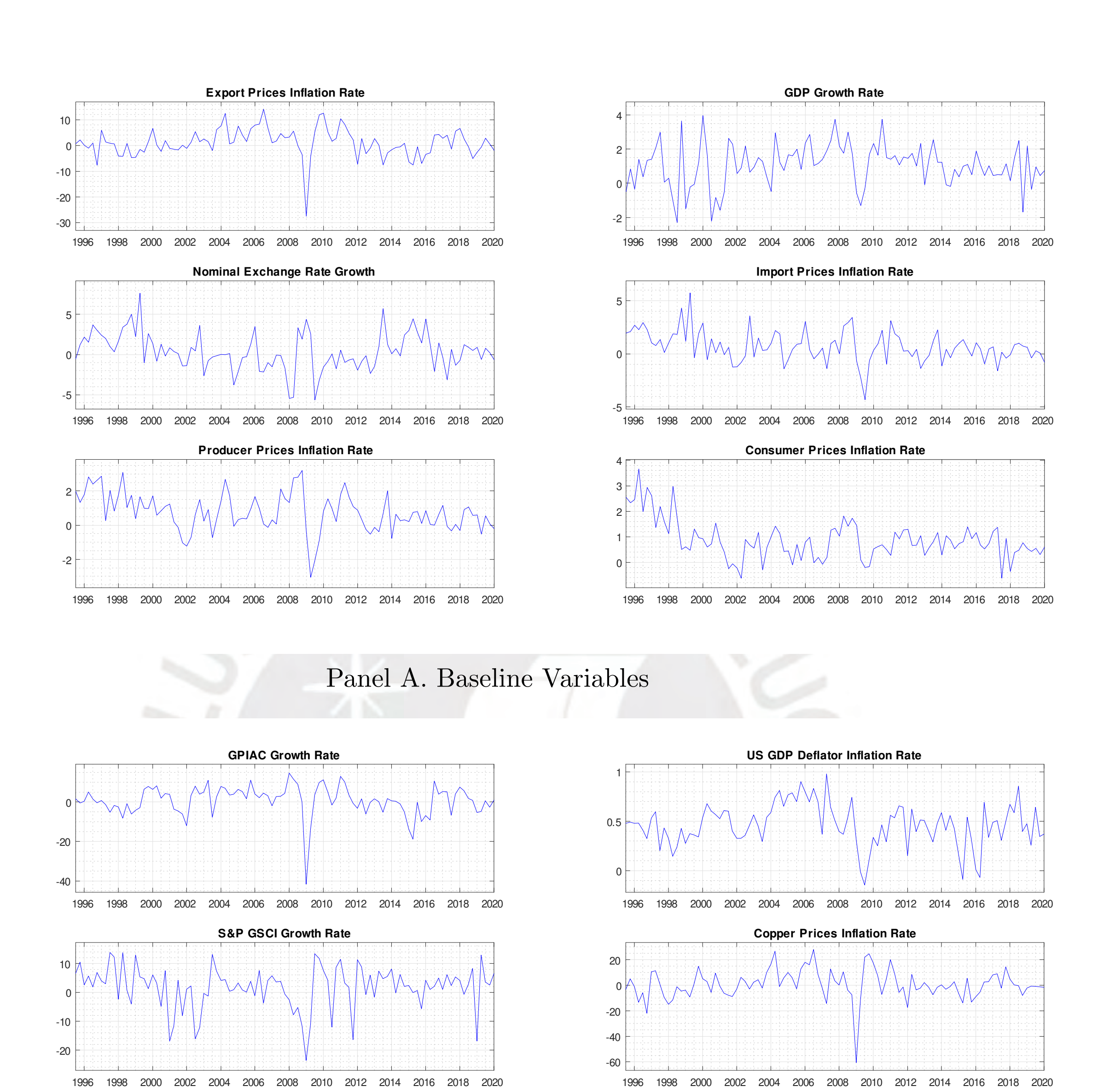
	First Variable in VAR											
	GPIAC Growth Rate				S&P GSCI Growth Rate				Copper Prices Inflation			
Model	log-ML_{CE}	Rank	DIC	Rank	log-ML_{CE}	Rank	DIC	Rank	log-ML_{CE}	Rank	DIC	Rank
TVP-VAR-SV	-1125.41	1	1970.16	6	-1125.65	1	1970.92	6	-1195.97	4	2101.85	6
	(0.16)		(1.16)		(0.17)		(1.32)		(0.18)		(0.84)	
TVP-VAR	-1172.76	7	2014.26	7	-1173.06	7	2015.69	7	-1242.24	7	2138.42	7
	(0.16)		(1.22)		(0.12)		(1.11)		(0.11)		(1.28)	
TVP-VAR-R1-SV	-1127.26	2	1940.93	3	-1127.17	3	1940.40	3	-1193.23	3	2068.28	3
	(0.07)		(0.37)		(0.07)		(0.49)		(0.09)		(0.30)	
TVP-VAR-R2-SV	-1127.33	3	1955.14	4	-1127.07	2	1952.18	4	-1196.23	5	2085.88	5
	(0.13)		(1.30)		(0.13)		(0.88)		(0.21)		(1.29)	
TVP-VAR-R3-SV	-1129.15	4	1936.43	2	-1129.14	4	1936.36	2	-1129.38	2	2085.20	2
	(0.12)		(0.30)		(0.09)		(0.30)		(0.13)		(0.31)	
CVAR-SV	-1130.78	5	1927.89	1	-1130.65	5	1928.03	1	-1129.33	1	2045.49	1
	(0.03)		(0.24)		(0.04)		(0.23)		(0.03)		(0.34)	
CVAR	-1168.56	6	1963.96	5	-1168.59	6	1964.33	5	-1234.14	6	20.83.68	4
	(0.01)		(0.25)		(0.01)		(0.17)		(0.01)		(0.20)	

Standard deviations are presented in parentheses. For each model we obtain a total of 100,000 posterior draws from 10 parallel chains after a burn-in of 1,000 in every chain, and keep every 10th draw for 10,000 final posterior draws. Log-ML_{CE} estimates are based on 10,000 evaluations of the integrated likelihood, where the importance sampling density is constructed using the 10,000 posterior draws. DIC estimates are computed using 10 parallel chains. In each chain the integrated likelihood is evaluated for the 1,000 posterior draws kept from each estimation chain, getting a total of 10,000 evaluations.

Table 4. Robustness Analysis: Models Selection (Continues)

	First Variable in VAR											
	Terms of Trade Growth Rate				US Consumer Inflation Rate				US GDP Deflator Rate			
Model	log-ML_{CE}	Rank	DIC	Rank	log-ML_{CE}	Rank	DIC	Rank	log-ML_{CE}	Rank	DIC	Rank
TVP-VAR-SV	-1096.76	4	1019.46	6	-882.55	2	1486.51	5	-793.63	4	1319.86	4
	(0.09)		(0.61)		(0.19)		(0.81)		(0.11)		(1.32)	
TVP-VAR	-1126.95	7	1939.04	7	-926.61	7	1558.10	7	-870.78	7	1421.01	7
	(0.10)		(0.88)		(0.04)		(0.85)		(0.13)		(1.19)	
TVP-VAR-R1-SV	-1095.20	2	1880.47	3	-879.97	1	1454.20	2	-788.95	1	1277.02	1
	(0.10)		(0.25)		(0.16)		(0.58)		(0.26)		(0.52)	
TVP-VAR-R2-SV	-1097.21	5	1898.26	4	-886.07	5	1484.44	4	-729.91	5	1322.55	5
	(0.14)		(1.03)		(0.09)		(0.79)		(0.12)		(1.07)	
TVP-VAR-R3-SV	-1095.02	1	1877.33	2	-885.36	4	1469.03	3	-792.24	2	1295.19	3
	(0.18)		(0.33)		(0.19)		(0.37)		(0.21)		(0.25)	
CVAR-SV	-1095.70	3	1866.45	1	-884.07	3	1452.29	1	-793.63	3	1281.27	2
	(0.06)		(0.18)		(0.03)		(0.35)		(0.04)		(0.26)	
CVAR	-1124.34	6	1898.55	5	-923.29	6	1522.29	6	-861.72	6	1374.74	6
	(0.02)		(0.26)		(0.01)		(0.18)		(0.01)		(0.25)	

Standard deviations are presented in parentheses. For each model we obtain a total of 100,000 posterior draws from 10 parallel chains after a burn-in of 1,000 in every chain, and keep every 10th draw for 10,000 final posterior draws. Log-ML_{CE} estimates are based on 10,000 evaluations of the integrated likelihood, where the importance sampling density is constructed using the 10,000 posterior draws. DIC estimates are computed using 10 parallel chains. In each chain the integrated likelihood is evaluated for the 1,000 posterior draws kept from each estimation chain, getting a total of 10,000 evaluations.



Panel A. Baseline Variables

Panel B. External Variables

Figure 1. Variables in Growth Rates

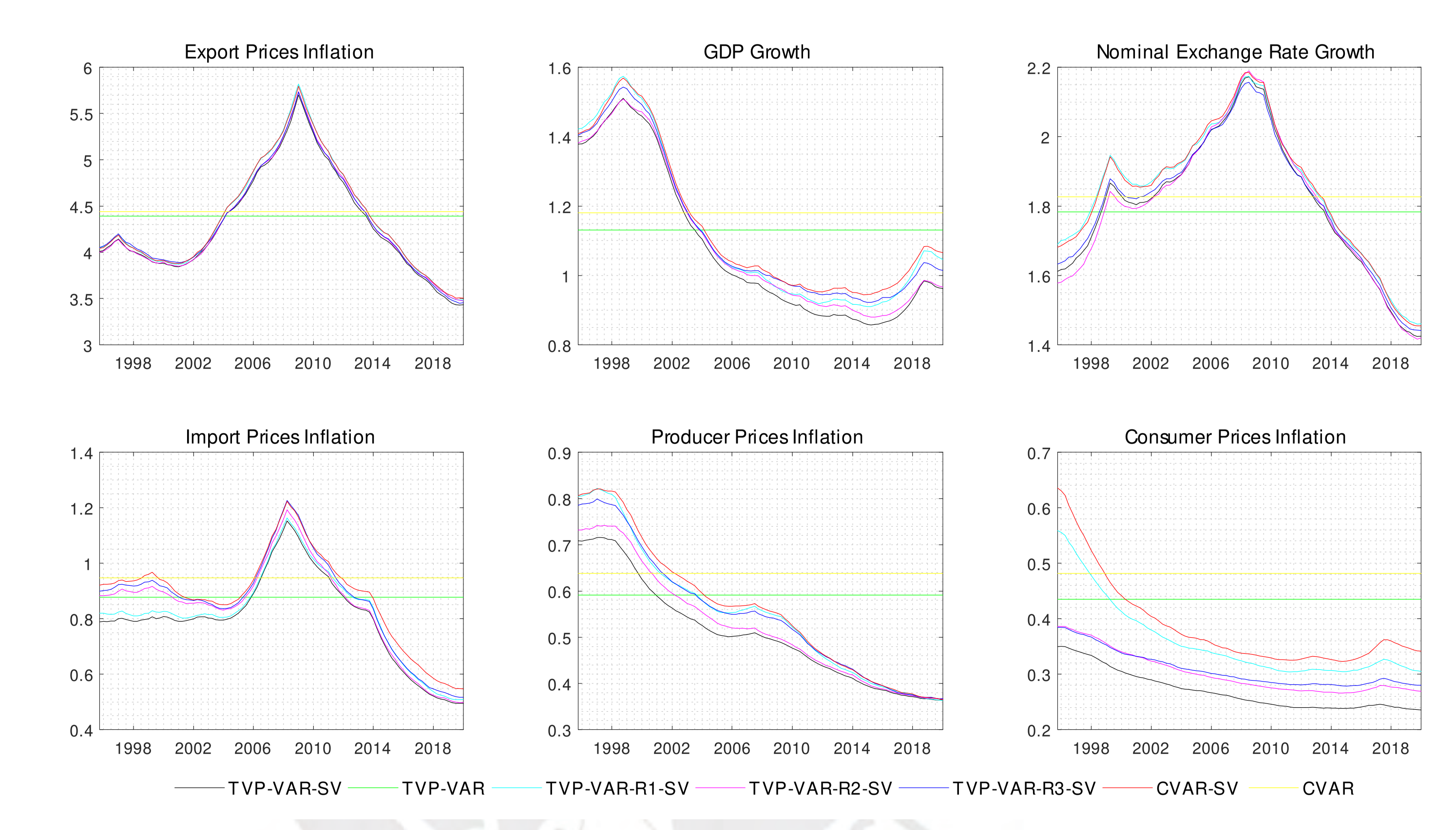


Figure 2. Standard Deviation of the Innovations in each Equation, Median values.

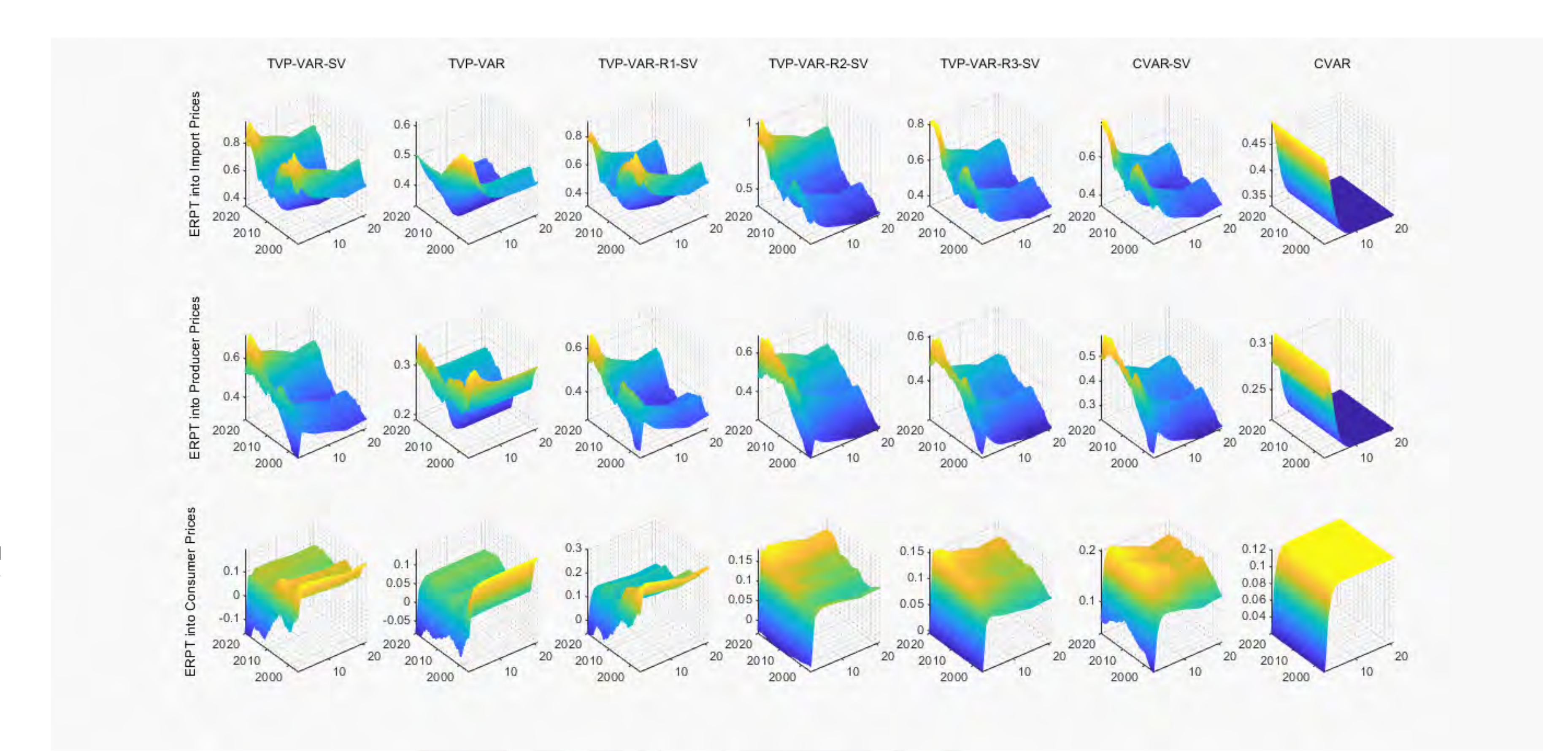


Figure 3. Three-dimensional plots of the evolution of rates of ERPT into Import Prices (first row), Producer Prices (second row) and Consumer Prices (third row), over horizon $s = 20$ quarters and over time from 1995Q3 to 2019Q4, for all models.

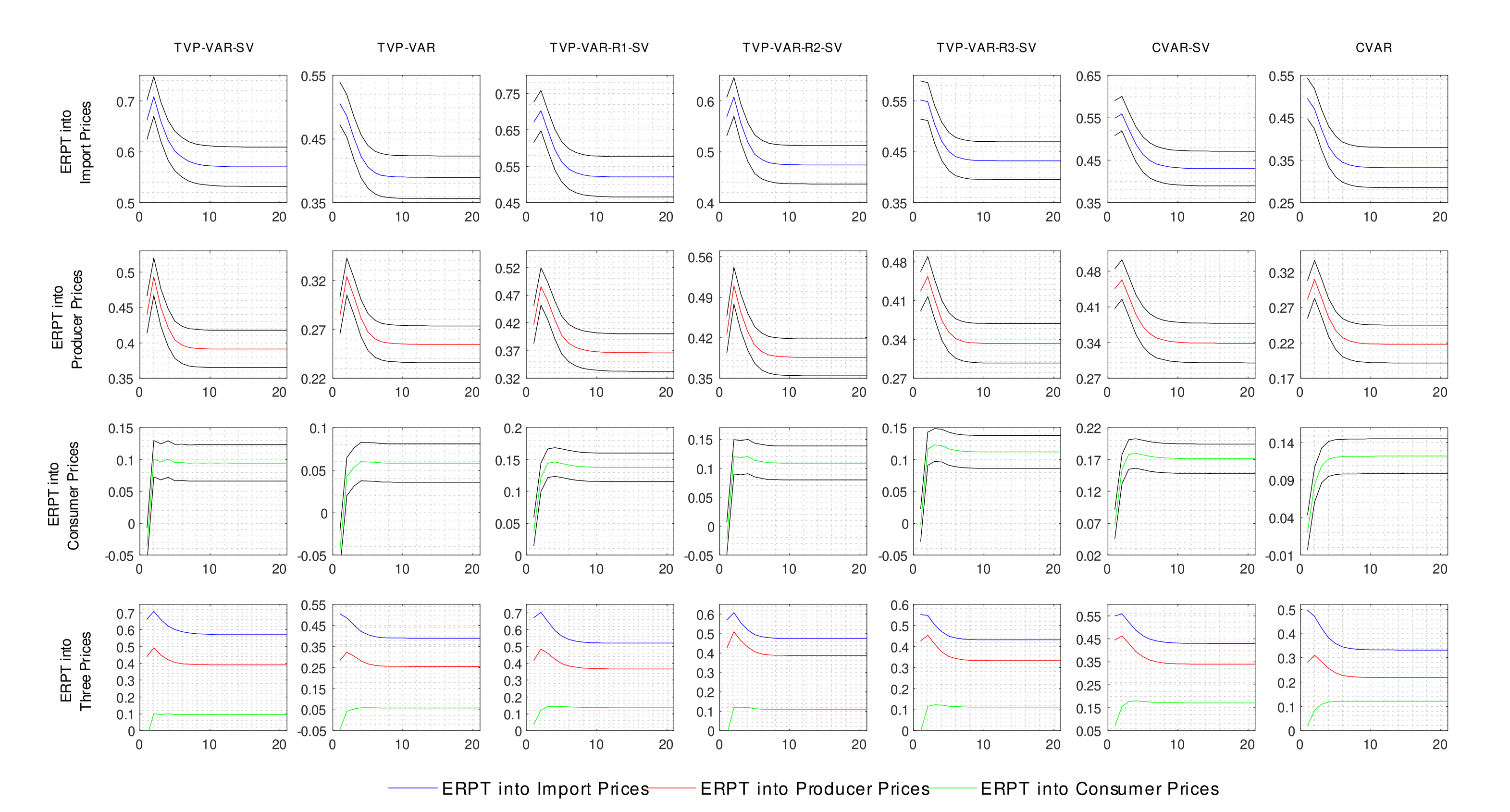
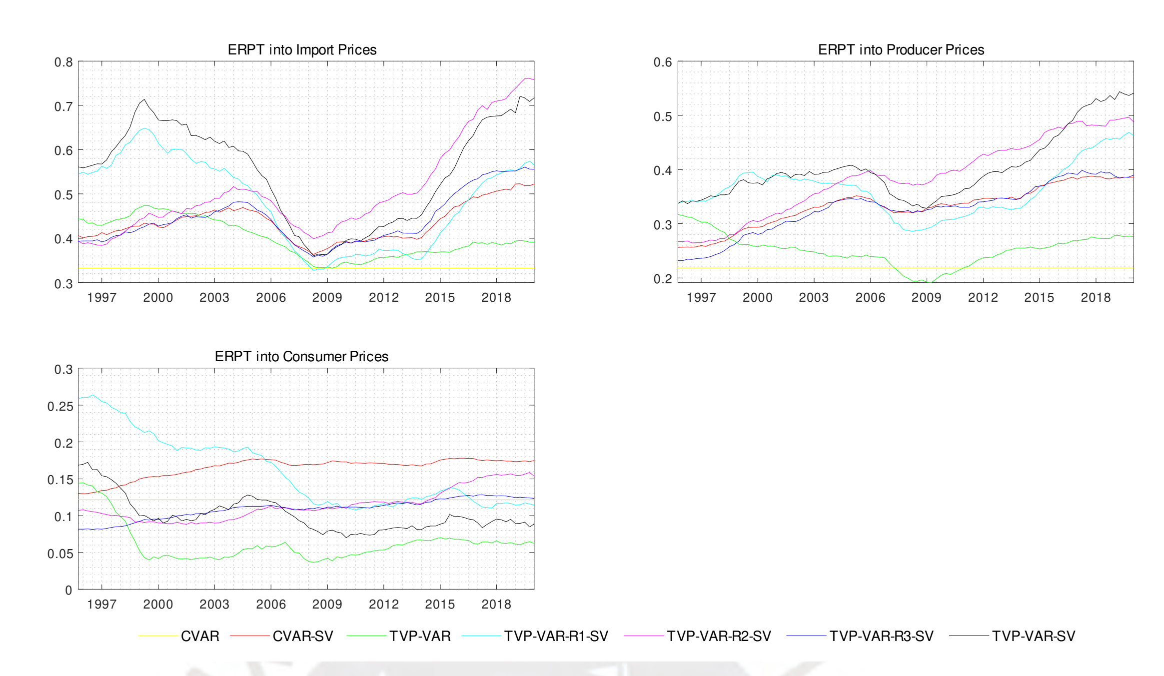
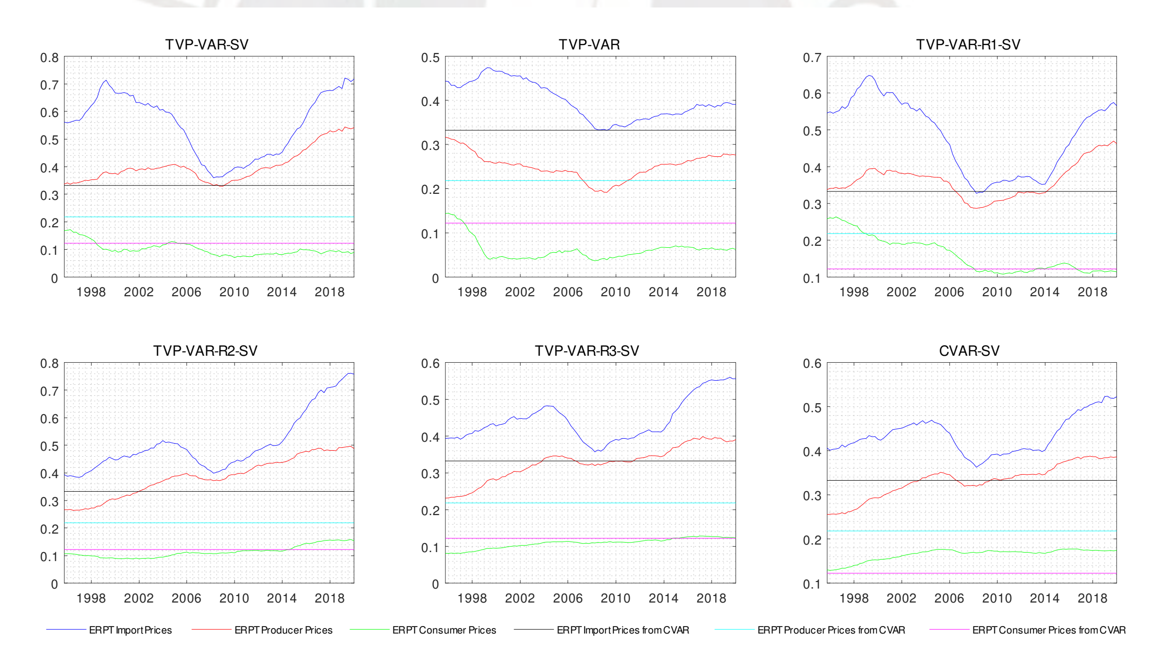


Figure 4. Median ERPT into Import (first row), Producer (second row) and Consumer (third row) Prices. The black lines represent the 68% error bands. The fourth row presents the ERPT into the three prices for each model.



Panel A. Time-Varying Long Run ERPT into Import, Producer and Consumer Prices, All Models.



Panel B. Time-Varying Long Run ERPT into Import, Producer and Consumer Prices for each Model.

Figure 5. Evolution of Long Run ERPT into Prices

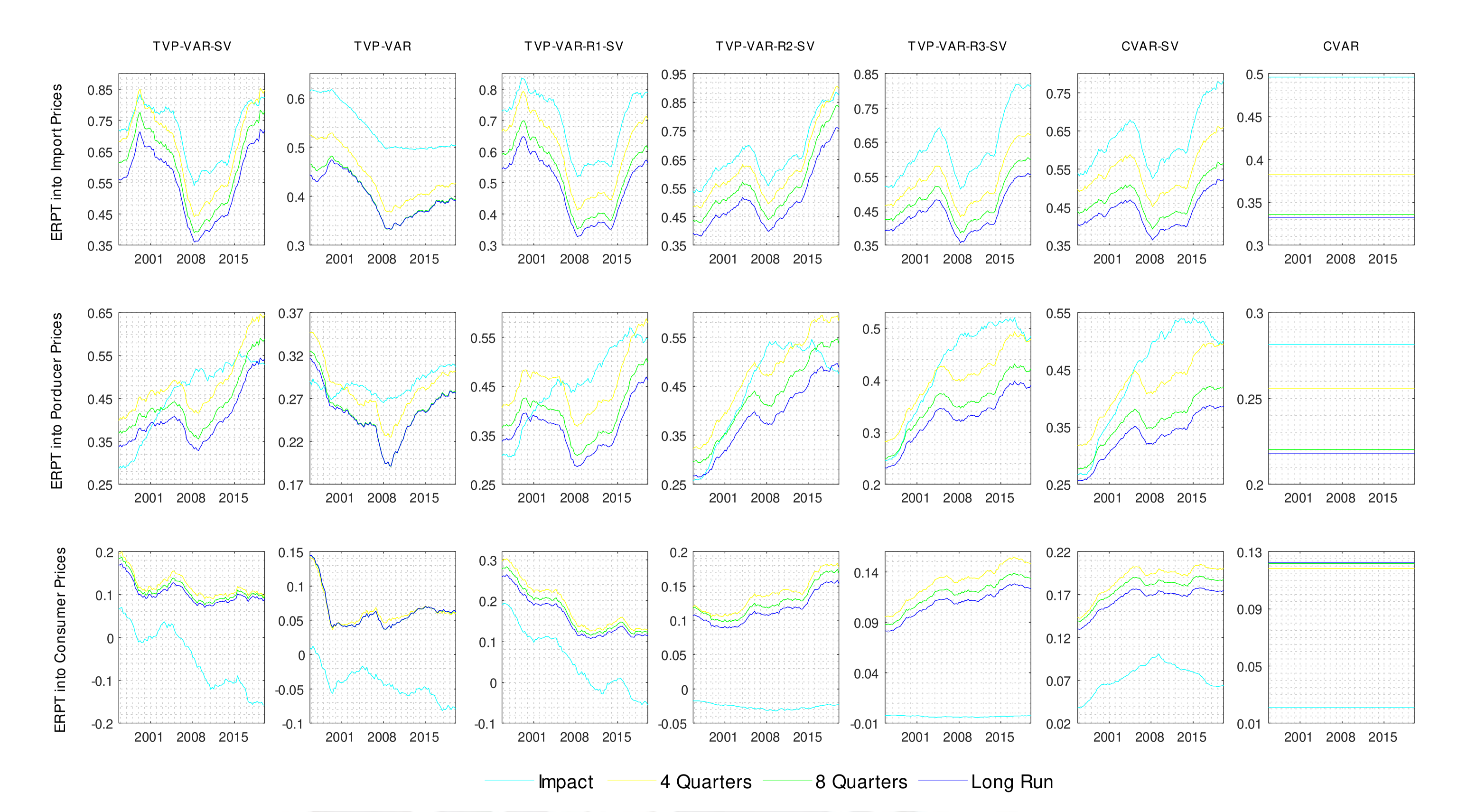


Figure 6. Time-Varying Impact ERPT, 4, 8 quarters and Long Run ERPT into Import (first row), Producer (second row) and Consumer (third row) Prices for each model.

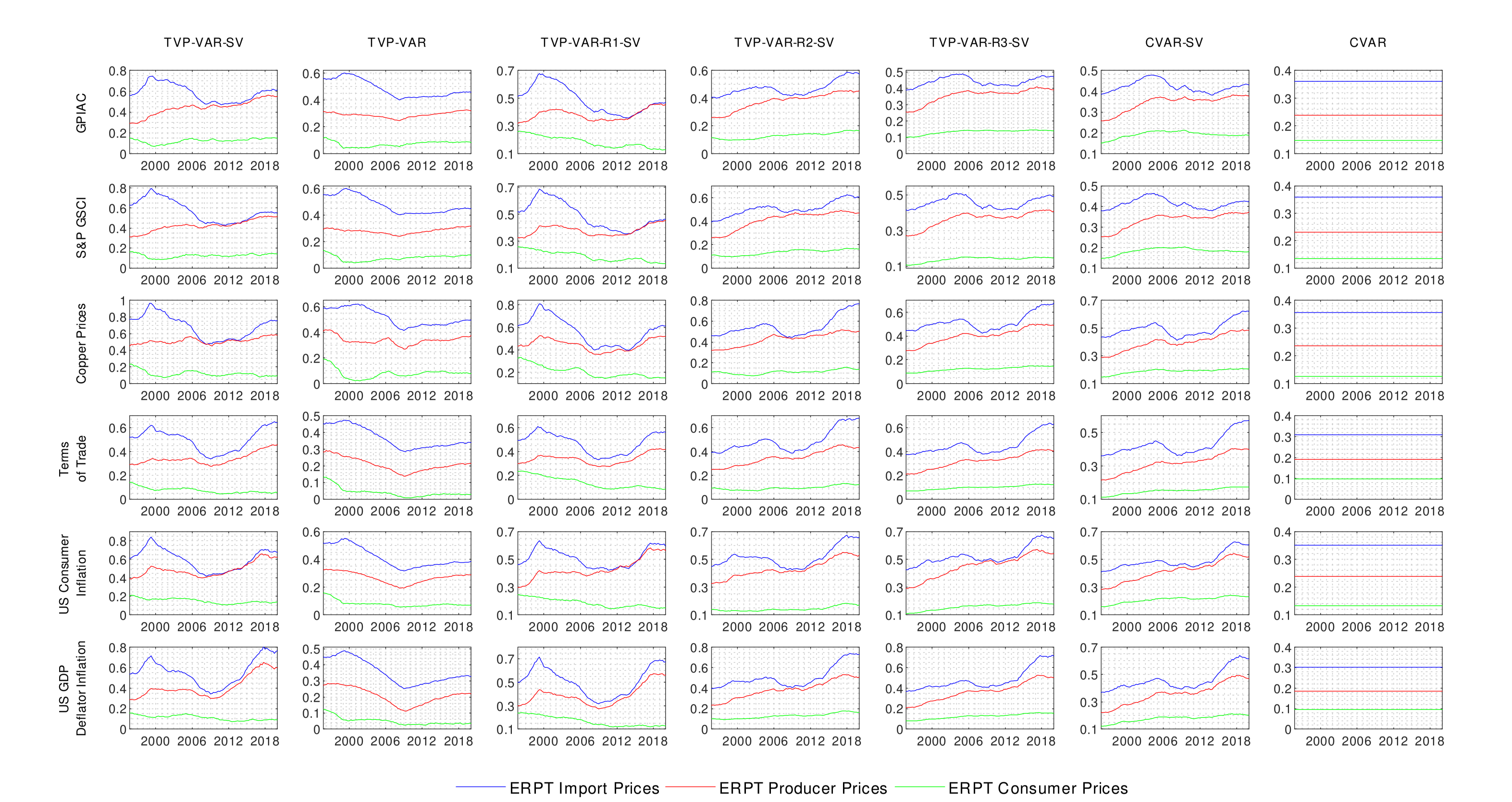


Figure 7. Robustness Analysis. Time-Varying Long Run ERPT into Import, Producer and Consumer Prices for each Model. For GPIAC (first row), S&P GSCI (second row), Copper Prices (third row), Terms of Trade (fourth row), US Consumer Inflation (fifth row) and US GDP Deflator Inflation (sixth row).

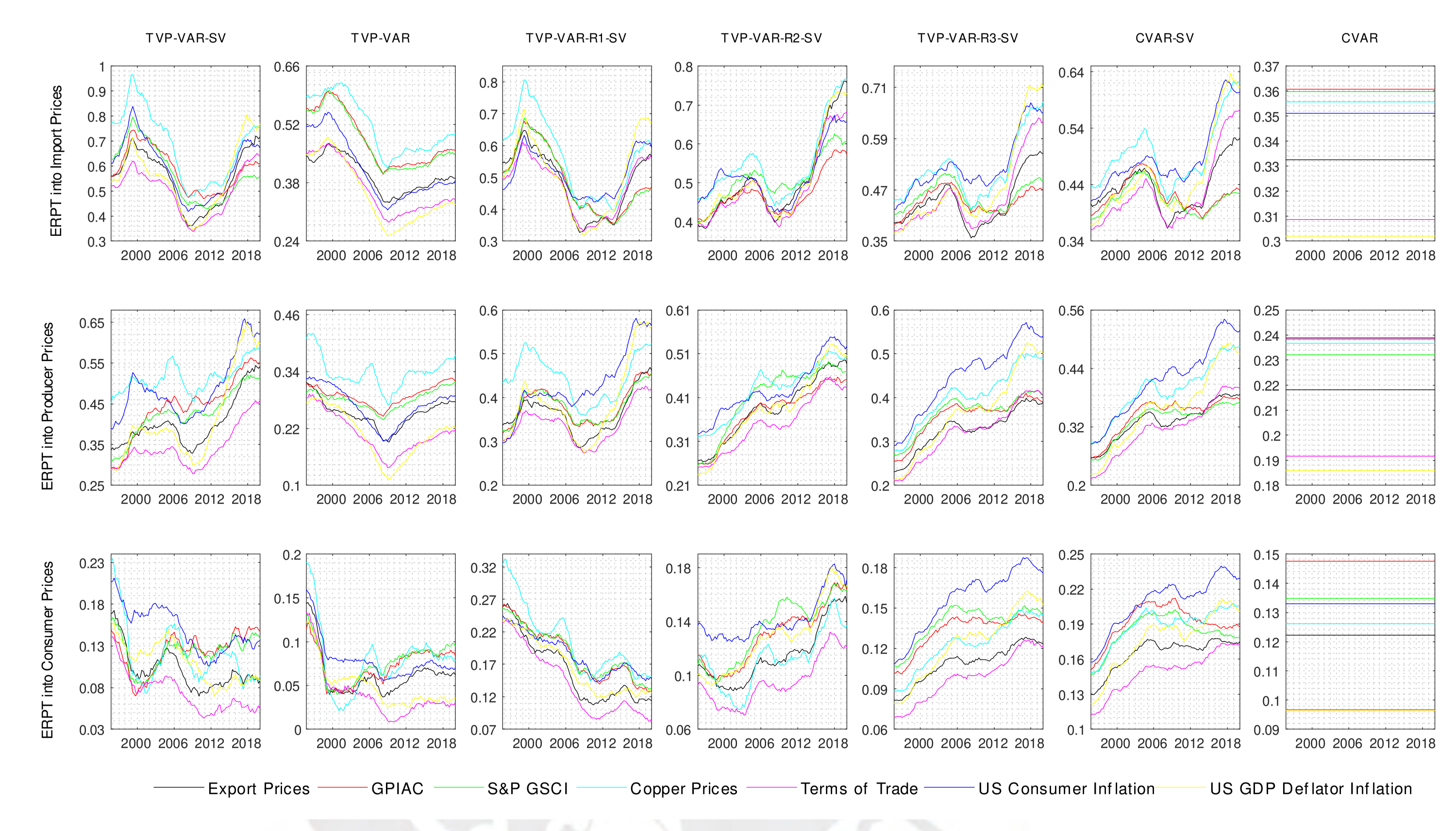


Figure 8. Summary Robustness Analysis exchanging First Variable in Baseline VAR Model. Time-Varying Long Run ERPT into Import (first row), Producer (second row) and Consumer (third row) Prices for all models and specifications.



Figure 9. Robustness Analysis with Non-Primary GDP and Domestic Demand Growth in Baseline VAR model. Time-Varying Long Run ERPT into Import (first row), Producer (second row) and Consumer (third row) Prices for all models.

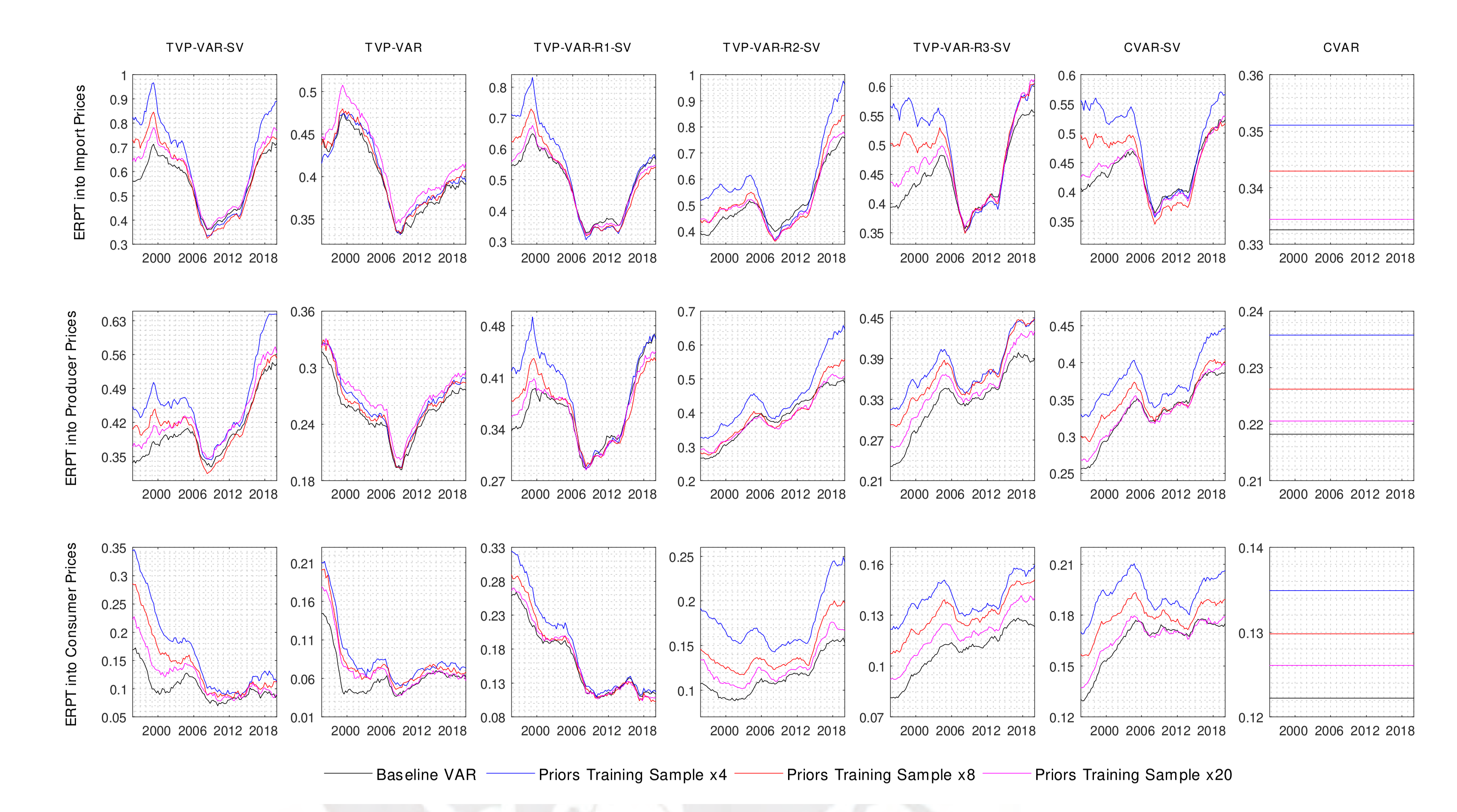


Figure 10. Robustness Analysis with Priors based on Training Sample with 4, 8 and 20 Times the Variance of CVAR Model. Time-Varying Long Run ERPT into Import (first row), Producer (second row) and Consumer (third row) Prices for all models.